

UNIVERSIDADE DE TRÁS-OS-MONTES E ALTO DOURO

**INFLUÊNCIA DOS MECANISMOS DE PREÇOS
NOS CICLOS ECONÓMICOS EM PORTUGAL**

Leonida Amaral Tomás Correia

Vila Real, 2000

UNIVERSIDADE DE TRÁS-OS-MONTES E ALTO DOURO

**INFLUÊNCIA DOS MECANISMOS DE PREÇOS
NOS CICLOS ECONÓMICOS EM PORTUGAL**

Leonida Amaral Tomás Correia

Vila Real, 2000

Orientador:

Professor Doutor Álvaro Aguiar

Faculdade de Economia da Universidade do Porto

Este trabalho foi expressamente elaborado como dissertação original para efeito de obtenção do grau de Doutoramento em Economia, sendo apresentado na Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro.

Ao António
À Mafalda

AGRADECIMENTOS

Esta Tese de Doutoramento só foi possível graças à motivação e apoio que várias pessoas me concederam ao longo do período em que decorreu a sua elaboração. A todas, em geral, deixo aqui expresso o meu reconhecimento.

No entanto, gostaria de manifestar o meu agradecimento em especial às pessoas/instituições que se seguem.

À Universidade de Trás-os-Montes e Alto Douro, na pessoa do seu Reitor, Professor Doutor Manuel Torres Pereira, pelo apoio institucional referente à concessão de dispensa de serviço docente e disponibilização de meios para a concretização deste trabalho.

Ao Prof. Doutor Álvaro Aguiar pela disponibilidade e vontade manifestadas ao aceitar ser meu orientador. As leituras pormenorizadas das várias versões do texto e os consequentes comentários e sugestões que daí derivaram foram elementos fundamentais para a concretização e melhoria, a vários níveis, desta Tese.

Ao Fundo Social Europeu – Programa PRODEP II pela atribuição da bolsa destinada a participação nas despesas realizadas em material consumível.

Aos meus alunos e aos colegas do Departamento de Economia e Sociologia (DES) da UTAD pelas manifestações de incentivo e às várias Coordenações do DES, durante o período de realização deste trabalho, pela confiança e encorajamento com que sempre me prendaram. Uma palavra de apreço em especial à Professora Doutora Isolina Poeta, que assegurava a Coordenação do DES quando iniciei o processo de doutoramento, pelo seu estímulo na altura e pela constante disponibilidade e generosa amizade dispensadas ao longo daquele.

Ao Professor Doutor Vaz Caldas por ter assumido a leccionação da disciplina de Macroeconomia durante cerca de um mês de modo a me facilitar a redacção final deste trabalho.

Ao Professor Doutor João Rebelo pelo trabalho de revisão do texto final, pelos comentários e pelo apoio sempre dispensado ao longo do meu percurso académico.

Ao Engenheiro Carlos Fonseca pela sua ajuda, sempre pronta, na resolução de vários problemas informáticos.

A todos aqueles que me ajudaram a ultrapassar obstáculos pontuais relativos à obtenção de dados estatísticos, de bibliografia e de programas informáticos.

Ao Banco de Portugal, na pessoa do seu Assessor de Informação e Imprensa, Doutor Nuno Jonet, ao Instituto Nacional de Estatística do Porto e à Faculdade de Economia do Porto, na figura dos respectivos funcionários, pela simpatia e prontidão na disponibilização de informação estatística e documentação.

Ao Professor Doutor Artur Silva Lopes, ao Professor Doutor João Dias, ao Professor Doutor Daniel Müller, ao Professor Doutor Ben Bernanke, ao Professor Doutor Charles Nelson, ao Professor Doutor Wayne Fuller, ao Professor Doutor Søren Johansen, ao Professor Doutor Pierre Perron, ao Professor Doutor Peter Phillips, ao Professor Doutor John Geweke e ao Professor Doutor Helmut Lutkepohl pelo empenho pessoal colocado na resposta pronta ao meu pedido de envio de alguns dos seus artigos.

Ao Professor Doutor Carlo Gianini pela sua preciosa ajuda, nomeadamente pela sua orientação no sentido de obter os programas informáticos adequados para aplicar a análise dos vectores autoregressivos estruturais.

À Senhora Dona Manuela Mourão, Assistente Administrativa do DES, pela paciência, dedicação e competência com que me auxiliou na execução de algumas figuras e quadros e na formatação do texto final e à Senhora Dona Adelaide, também Assistente Administrativa do DES, pelo seu contributo pontual em algumas dessas tarefas.

Aos Serviços de Reprografia da UTAD, na pessoa do Senhor Emílio Santos, pelo eficiente trabalho gráfico do texto.

Finalmente a toda a minha família, em particular ao meu marido, António, e à minha filha, Ana Mafalda, pelo estímulo e apoio desde sempre prestados e também pela compreensão com que aceitaram a falta do meu convívio ao longo de todo este período de intensa actividade, pelo que lhes dedicamos este trabalho.

RESUMO

O estudo dos ciclos económicos tem centralizado uma parte substancial da pesquisa macroeconómica. Neste âmbito, o comportamento de rigidez/flexibilidade dos preços e salários agregados constitui, sem dúvida, um dos temas mais controversos e, simultaneamente, um dos mais actuais nos esforços para explicar a ocorrência de flutuações macroeconómicas.

Em particular, nos anos oitenta e noventa do Séc. XX geraram-se avanços significativos de natureza teórica e empírica no sentido da clarificação da importância relativa de vários factores económicos como fontes de choques e quais os respectivos mecanismos de propagação para as flutuações observadas no percurso temporal das economias.

No plano teórico confrontam-se actualmente dois paradigmas quanto à explicação dos ciclos económicos: o novo-clássico e o novo-keynesiano. A diferença fundamental entre eles reside, essencialmente, no comportamento que é suposto os preços e salários terem nos respectivos mercados. Enquanto que no primeiro se consideram preços e salários flexíveis, nos modelos novo-keynesianos aqueles são assumidos como ajustando-se lentamente, pelo que nada garante que os mercados estejam sempre em equilíbrio. Daí que no âmbito da investigação novo-keynesiana seja atribuído um papel relevante ao mecanismo de preços nas flutuações cíclicas das variáveis macroeconómicas, as quais resultam, precisamente, do comportamento de ajustamento subóptimo na resposta daqueles a choques da procura agregada.

Adicionalmente, a construção do actual conhecimento sobre os ciclos económicos só foi possível graças à evolução da econometria das séries temporais, a qual beneficiou da disponibilidade crescente de dados e de importantes avanços informáticos. A grande utilidade e potencialidade dos vectores autoregressivos estruturais (SVAR's) justifica que esta metodologia domine, na actualidade, a análise macroeconómica das flutuações económicas.

Neste trabalho, na análise empírica dos ciclos económicos portugueses utilizamos duas abordagens distintas: a indirecta e a directa.

Numa primeira etapa aplicamos uma abordagem indirecta sobre os dados anuais de 25 séries macroeconómicas, no período 1954-1998. Procuramos, desta forma, fornecer um conjunto de peças de evidência estatística que revelasse as relações entre as outras 24 variáveis macroeconómicas relevantes e o PIBpm, de forma a proporcionar um melhor e mais completo conhecimento das características e factos estilizados relativos aos ciclos económicos em Portugal. No sentido de aprofundar o estudo sobre o comportamento das taxas de inflação e de desemprego na sua relação com o ciclo económico exploramos, ainda, para o mesmo período, algumas “regularidades empíricas” que têm vindo a motivar uma grande parte dos esforços recentes da literatura teórica, como sejam os relativos ao rácio de sacrifício envolvido em processos de desinflação e o da existência de uma taxa de desemprego não aceleradora da inflação.

Numa segunda etapa, estreitando mais o objecto da análise, aplicamos a abordagem SVAR de longo prazo a dados do produto e salário reais e da taxa de desemprego, entre 1983:2-1998:4. A modelização SVAR adoptada teve subjacente o intuito central de aferir sobre a importância dos choques do lado da oferta e da procura no andamento do ciclo económico português e sobre o papel relativo da rigidez de preços e salários em tais flutuações.

Uma integração dos resultados empíricos das duas abordagens parece sustentar duas grandes conclusões de carácter geral: o ciclo económico português exhibe, em geral, conformidade com o conjunto de características e de factos estilizados identificados pela literatura e uma interpretação de natureza keynesiana é a que se revela mais consistente como enquadramento teórico das flutuações económicas verificadas em Portugal, no período analisado.

LISTA DE SIGLAS

AD	<i>Aggregate Demand</i>
ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
AEG	<i>Augmented Engle-Granger</i>
AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
AO	<i>Additive Outlier</i>
AR	Autoregressivo
AR(d)	Autoregressivo de ordem d, com d = 1, 2, ...
ARCH	<i>Autoregressive Conditional Heteroskedastic</i>
ARIMA	<i>Autoregressive Integrated Moving Average</i>
ARMA	<i>Autoregressive Moving Average</i>
AS	<i>Aggregate Supply</i>
BCE	Banco Central Europeu
BIC	<i>Bayesian Information Criterion</i>
BN	Beveridge-Nelson
BSP	Bhargava-Schmidt-Phillips
BVAR	<i>Bayesian Vector Autoregressive</i>
CATS	<i>Cointegration Analysis of Time Series</i>
CEE	Comunidade Económica Europeia
CI(d,b)	Cointegrado/a(s) de ordem d e b, com d = 1, 2, ... ; b = 1, 2,...
CMg	Custo Marginal
DF	Dickey-Fuller
DS	<i>Difference Stationary</i>
EG	Engle-Granger
EUA	Estados Unidos da América
FAC	<i>Function Autocorrelation</i>
FEW	<i>Fair Wage-Effort</i>
FMI	Fundo Monetário Internacional
FPE	<i>Final Prediction Error</i>
GLS	<i>Generalized Least Squares</i>
GM	Guerra Mundial
GMM	<i>Generalized Method of Moments</i>
H0	Hipótese nula
HP	Hodrick-Prescott
HQ	Hannan-Quinn
I(d)	Integrado/a(s) de ordem d, com d = 0, 1, 2, ...
I/O	<i>Insider/Outsider</i>
INE	Instituto Nacional de Estatística
IO	<i>Innovational Outlier</i>
IPC	Índice de Preços no Consumidor

JB	Jarque-Bera
KPSS	Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin
LB	Ljung-Box
LM	<i>Lagrange Multiplier</i>
LR	<i>Likelihood Ratio</i>
MA	<i>Moving Average</i>
MALCOLM	<i>Maximum Likelihood Cointegration Analysis of Linear Models</i>
MASVAR	<i>Moving Average Structural Vector Autoregressive</i>
MAVAR	<i>Moving Average Vector Autoregressive</i>
MCE	Mecanismo Corrector de Erro
NAIRU	<i>Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment</i>
NBER	<i>National Bureau of Economic Research</i>
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i>
PIB	Produto Interno Bruto
PIBpm	Produto Interno Bruto a preços de mercado
PMGL	Produtividade Marginal do Trabalho
PNB	Produto Nacional Bruto
PP	Phillips-Perron
PPC	Paridade dos Poderes de Compra
RATS	<i>Regression Analysis of Time Series</i>
SUR	<i>Seemingly Unrelated Regressions</i>
SVAR	<i>Structural Vector Autoregressive</i>
TPPC	Teoria da Paridade dos Poderes de Compra
TS	<i>Trend Stationary</i>
UE	União Europeia
UEM	União Económica Monetária
VAR	Vector Autoregressivo
VDF	<i>Variance Decomposition Function</i>

ÍNDICE

CAPÍTULO 1.	INTRODUÇÃO	1
CAPÍTULO 2.	TEORIA DOS CICLOS ECONÓMICOS	9
2.1.	Introdução	9
2.1.1.	Ciclos Económicos: As Escolas de Pensamento Tradicionais.....	10
2.1.1.1.	A Escola Clássica	10
2.1.1.2.	A Escola Keynesiana.....	11
2.1.1.3.	A Escola Monetarista	15
2.2.	Teoria Novo-Clássica	20
2.2.1.	1ª Geração da Nova Economia Clássica	20
2.2.2.	Teoria dos Ciclos Económicos Reais	26
2.3.	A Escola Novo-Keynesiana	32
2.3.1.	Novo-Keynesianismo: o que é?	32
2.3.2.	Rigidez Nominal.....	36
2.3.2.1.	Mercado do Trabalho	36
2.3.2.2.	Mercado do Produto	40
2.3.2.2.1.	Modelos <i>Menu Costs</i> Estáticos.....	41
2.3.2.2.2.	Modelos <i>Menu Costs</i> Dinâmicos.....	44
2.3.2.3.	Indexação	50
2.3.2.4.	Evidência Empírica	51
2.3.3.	Rigidez Real.....	56
2.3.3.1.	Mercado do Trabalho	56
2.3.3.1.1.	Teoria dos Contratos Implícitos.....	57
2.3.3.1.2.	Teoria do Salário de Eficiência.....	59
2.3.3.1.3.	Teoria <i>Insider/Outsider</i> e Sindicatos.....	69
2.3.3.2.	Mercado do Produto	78
2.3.3.2.1.	Mercado de Clientes.....	79
2.3.3.2.2.	Modelos de Inventário.....	82
2.3.3.2.3.	<i>Markups</i> Contracíclicos	83
2.3.4.	Mercado de Crédito.....	87
2.4.	Síntese.....	91

CAPÍTULO 3.	METODOLOGIA INDIRECTA DE CARACTERIZAÇÃO EMPÍRICA DOS CICLOS ECONÓMICOS.....	95
3.1.	Introdução	95
3.2.	Abordagem Indirecta.....	96
3.2.1.	Decomposição das Séries nas Componentes Ciclo e Tendência.....	96
3.2.1.1.	Métodos Univariados	97
3.2.1.2.	Comparação dos Vários Métodos	102
3.2.2.	Causalidade e Exogeneidade	105
3.2.2.1.	Testes de Causalidade	105
3.2.2.2.	Exogeneidade.....	108
3.3.	Raízes Unitárias	110
3.3.1.	Conceito e sua Relevância	110
3.3.2.	Testes.....	112
3.3.2.1.	Testes de Dickey-Fuller	113
3.3.2.2.	Testes de Phillips-Perron	114
3.3.2.3.	Testes de Perron.....	115
3.3.3.	Críticas	119
3.4.	Considerações Finais	123
APÊNDICE I	TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS.....	125
CAPÍTULO 4.	CICLOS ECONÓMICOS EM PORTUGAL, 1954-1998	
	REGULARIDADES EMPÍRICAS.....	135
4.1.	Introdução	135
4.2.	Aplicação do Método Indirecto	136
4.2.1.	Comportamento do Produto Português	136
4.2.2.	Comportamento Cíclico das Séries Macroeconómicas Portuguesas.....	141
4.2.2.1.	Dados e Estatísticas Sumárias.....	141
4.2.2.2.	Evidência Empírica	142
4.2.2.2.1.	Análise Gráfica	143
4.2.2.2.2.	Desvios-Padrão e Coeficientes de Correlação	144

4.2.2.2.3.	Análise de Causalidade	150
4.3.	Regularidades Empíricas Adicionais.....	153
4.3.1.	Processo Desinflacionista em Portugal	153
4.3.2.	Taxa de Desemprego e Ciclos Económicos em Portugal.....	158
4.3.2.1.	Revisão da Investigação Empírica sobre Portugal	159
4.3.2.2.	Estimação da NAIRU	170
4.3.2.2.1.	Método Univariado.....	171
4.3.2.2.2.	Relação de Okun	179
4.4.	Conclusões e Extensões da Análise	182
4.4.1.	Principais Conclusões	182
4.4.2.	Extensões da Análise.....	184
CAPÍTULO 5.	DESCRIÇÃO DA TÉCNICA DOS VECTORES AUTOREGRESSIVOS	
	ESTRUTURAIS.....	187
5.1.	Introdução	187
5.2.	Vectores Autoregressivos Não Estruturais.....	189
5.2.1.	Ferramentas de Análise	189
5.2.1.1.	Funções Resposta-Impulso	190
5.2.1.2.	Decomposição da Variância	191
5.2.1.3.	Causalidade de Granger	192
5.2.2.	Críticas	194
5.3.	Vectores Autoregressivos Estruturais.....	196
5.3.1.	Estimação	198
5.3.2.	Identificação.....	200
5.3.3.	Duração dos Desfasamentos e Diferenciação.....	204
5.3.3.1.	Duração dos Desfasamentos	204
5.3.3.2.	Diferenciação	208
5.3.4.	Críticas	212
5.4.	Cointegração	214
5.4.1.	Conceito e sua Relevância	215

5.4.2.	Testes.....	217
5.4.3.	Modelização de Sistemas Cointegrados.....	221
5.4.4.	Desenvolvimentos Recentes e em Curso	223
5.5.	Considerações Finais.....	228
APÊNDICE II	TESTES DE COINTEGRAÇÃO.....	231
CAPÍTULO 6.	RIGIDEZ DOS PREÇOS E SALÁRIOS EM PORTUGAL, 1983:2-1998:4	
	UMA APLICAÇÃO SVAR.....	241
6.1.	Introdução	241
6.2.	Revisão de Aplicações SVAR	244
6.2.1.	SVAR's Monetários	245
6.2.2.	Interpretação dos Ciclos Económicos: A Decomposição de Blanchard e Quah	247
6.2.3.	Avaliação de Áreas Monetárias Óptimas.....	252
6.2.3.1.	Choques Assimétricos	253
6.2.3.2.	Rigidez dos Preços e Salários	258
6.3.	Ciclos Económicos em Portugal, 1983-1998: Propriedades das Séries.....	260
6.3.1.	Dados.....	261
6.3.2.	Estacionaridade.....	262
6.3.3.	Cointegração.....	267
6.4.	Modelização SVAR dos Ciclos Económicos em Portugal, 1983-1998	269
6.4.1.	Modelo 1: Interpretação Estrutural do Ciclo Económico	270
6.4.1.1.	Formalização Econométrica.....	270
6.4.1.2.	Resultados SVAR.....	272
6.4.2.	Modelo 2: Rigidez Relativa dos Preços e Salários	278
6.4.2.1.	Especificação e Identificação do Modelo Empírico.....	279
6.4.2.2.	Resultados Empíricos.....	281
6.4.2.3.	Comparação com Outros Estudos e Especificações Alternativas	286
6.4.2.3.1.	Comparação com Outros Estudos.....	286
6.4.2.3.2.	Especificações Alternativas	289

6.5.	Conclusões e Condicionantes da Análise	296
6.5.1.	Principais Conclusões	296
6.5.2.	Condicionantes da Análise.....	300
CAPÍTULO 7.	CONCLUSÃO.....	303
7.1.	Conclusões Finais	303
7.2.	Limitações/Condicionantes do Estudo e Caminhos para Investigação Futura	312
	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	315
	ANEXOS.....	343
Anexo I.	Anexo ao Capítulo 4.....	345
Anexo II.	Anexo ao Capítulo 6.....	369

ÍNDICE DE FIGURAS

Capítulo 4

Figura 4.1	– Produto Interno Bruto a preços de mercado.....	136
Figura 4.2	– Componente cíclica do PIB _{pm} : tendência linearmente extraída.....	137
Figura 4.3	– Taxa de crescimento do PIB _{pm} , 1955-1998.....	138
Figura 4.4	– Componentes cíclica e tendência do PIB _{pm} : filtro <i>bandpass</i>	139
Figura 4.5	– PIB _{pm} efectivo e tendencial	140
Figura 4.6	– Evolução da taxa de inflação e da taxa de crescimento do PIB _{pm}	154
Figura 4.7	– Taxa de desemprego e sua função de autocorrelação empírica – 1954-1998.....	171
Figura 4.8	– Evolução da taxa de desemprego e do ciclo económico, 1955-1998.....	179

Capítulo 5

Figura 5.1	– Estratégia de selecção de um SVAR.....	229
-------------------	--	-----

Capítulo 6

Figura 6.1	– Salário real unitário (w_r) e suas primeiras diferenças ($d1w_r$).....	262
Figura 6.2	– Produto real (y) e suas primeiras diferenças ($d1y$).....	263
Figura 6.3	– Resíduos e funções de correlação das equações $d1y$ e U	273
Figura 6.4	– Valores efectivos e estimados de $d1y$ e de U	274
Figura 6.5	– Respostas-impulso do produto e da taxa de desemprego a choques da procura.....	275
Figura 6.6	– Respostas-impulso do produto e da taxa de desemprego a choques da oferta	276
Figura 6.7	– Respostas-impulso a um choque tecnológico.....	282
Figura 6.8	– Respostas-impulso a um choque da oferta de trabalho.....	282
Figura 6.9	– Respostas-impulso a um choque da procura agregada	282
Figura 6.10	– Respostas-impulso a ε_d : salário deflacionado pelo defl. de preços impl. no PIB _{pm}	290
Figura 6.11	– Respostas-impulso a ε_d : período pós-1986.....	293
Figura 6.12	– Respostas-impulso a ε_d : dados anuais.....	294

ÍNDICE DE QUADROS

Capítulo 3		
Quadro 3.1	Percursos de causalidade entre x_t e y_t	106
Capítulo 4		
Quadro 4.1	Períodos de crescimento negativo do PIBpm, 1955-1998.....	138
Quadro 4.2	Estatísticas sumárias das séries	142
Quadro 4.3	Estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries , todo o período - <i>Trend</i> extraído com o filtro <i>bandpass</i>	145
Quadro 4.4	Estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries, antes de 1974 - <i>Trend</i> extraído com o filtro <i>bandpass</i>	146
Quadro 4.5	Estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries, pós 1974 - <i>Trend</i> extraído com o filtro <i>bandpass</i>	147
Quadro 4.6	$\bar{R}^2$ marginal das regressões - Causalidade conforme procedimento de Stock e Watson	151
Quadro 4.7	Medida do Rácio de Sacrifício - <i>Trend</i> extraído com o filtro <i>bandpass</i>	156
Quadro 4.8	Teste de Perron com quebra endógena na média da taxa de desemprego.....	176
Quadro 4.9	Crescimento e Variabilidade do ciclo português e europeu	184
Capítulo 6		
Quadro 6.1	Seleção dos desfasamentos a inserir nos testes ADF	264
Quadro 6.2	Testes ADF e de PP	264
Quadro 6.3	Teste de Perron com quebra endógena no salário real unitário.....	266
Quadro 6.4	Determinação da ordem de desfasamentos.....	268
Quadro 6.5	Testes de cointegração: λ_{trace} e λ_{max}	268
Quadro 6.6	Testes de normalidade e de autocorrelação dos resíduos – análise uniequacional	272
Quadro 6.7	Testes de normalidade e de autocorrelação dos resíduos – análise multivariada	273
Quadro 6.8	Decomposição da variância do erro de previsão (%)	278
Quadro 6.9	Decomposição da variância do erro de previsão (%)	285
Quadro 6.10	Decomposição da variância: salário deflacionado pelo defl. de preços implícito no PIBpm (%)	291
Quadro 6.11	Decomposição da variância do erro de previsão: período pós-1986 (%).....	293
Quadro 6.12	Decomposição da variância do erro de previsão: dados anuais (%).....	295

CAPÍTULO 1

INTRODUÇÃO

O estudo dos ciclos económicos constitui, ou motiva, uma grande parte da disciplina a que chamamos Macroeconomia.

Os ciclos económicos podem ser definidos como as flutuações periódicas no percurso da actividade económica ou, mais estritamente, como os movimentos temporários do produto real em torno da sua tendência de longo prazo (*trend*), ou valor potencial. Como esta definição revela claramente, aferem-se as flutuações da actividade económica tomando como medida os desvios do produto efectivo em relação ao produto potencial. Contudo, como a existência de movimentos cíclicos também tem sido observada noutras variáveis macroeconómicas (como a taxa de juro, os preços, os salários, o desemprego ou os *stocks*), é habitual a referência mais lata a ciclo económico como forma de descrever a dinâmica de uma vasta gama de variáveis económicas que flutuam entre tempos de prosperidade e de recessão.

A literatura identifica um conjunto de características e de factos estilizados relativos aos ciclos económicos que uma “boa teoria” deverá estar apta a explicar de uma forma plausível.

Quanto às características, a investigação realizada até ao presente revelou que as flutuações macroeconómicas não exibem qualquer tendência regular ou cíclica mas que, no entanto, é possível extrair um padronização na forma como as variáveis macroeconómicas se comportam ao longo dos ciclos, isto é, as mesmas componentes que declinam desproporcionadamente quando o produto agregado está a cair são também aquelas que aumentam de forma desproporcionada quando o *output* está acima do normal.

Relativamente às regularidades empíricas observadas no comportamento das variáveis macroeconómicas destacam-se como mais significativos os factos seguintes: (1) o consumo e o investimento movem-se conjuntamente ao longo do ciclo; (2) as taxas de crescimento do produto tendem a ser mais voláteis do que as taxas de inflação, de juro e do investimento; (3) o emprego agregado e a produtividade apresentam, normalmente, um comportamento procíclico, contrariamente ao desemprego que tende a aumentar durante as recessões e a diminuir em períodos de expansão do produto; (4) as variáveis monetárias apresentam um comportamento em conformidade com o ciclo do produto; e, (5) o comportamento cíclico da inflação e dos salários reais não está ainda bem definido pelo que, e embora tenham sido mais os estudos a encontrar um comportamento a favor do ciclo para estas duas variáveis (ou ainda acíclico no caso dos salários reais) do que um comportamento contracíclico, continua a envolver alguma controvérsia.

Em síntese, o ciclo económico pode ser representado por flutuações periódicas, mas irregulares, do produto real em torno do seu *trend* de longo prazo. Como um comportamento

similar é observado noutras variáveis, qualquer explicação do ciclo deverá confrontar as suas proposições com os movimentos observados nas séries macroeconómicas.

A modelização do comportamento dos ciclos económicos, tem sido, efectivamente, o tema principal da pesquisa macroeconómica desde a sua génese, a qual é normal situar-se na década de trinta, mais precisamente em 1936, ano da publicação da obra de Keynes “Teoria Geral do Emprego, Juro e Moeda”, a qual tentou oferecer uma interpretação dos factos e pretendeu revolucionar a estrutura intelectual de análise dos problemas económicos. De facto, é frequente vermos referida a data da publicação da Teoria Geral como o grande marco histórico da macroeconomia, a obra em si como uma bíblia para os economistas e classificado o seu autor como o precursor de uma revolução no pensamento económico sobre as crises económicas. Esta importância é notavelmente expressa nas palavras de KRUGMAN (1998: 1) quando refere “ (...) a sua publicação da *Teoria Geral do Emprego, Juro, e Moeda*, esteve para a economia da depressão como *A Origem Das Espécies* esteve para a biologia. Antes da *Teoria Geral*, os economistas não podiam explicar como as depressões aconteciam ou que fazer com elas. (Eu tentei atravessar a literatura pré-keynesiana dos ciclos económicos; é um vasto deserto). Após 1936, já podiam”.

Desde então, a macroeconomia foi dividida numa multiplicidade de teorias em concorrência, com explicações alternativas para as flutuações macroeconómicas, desde as mais tradicionais – o keynesianismo e o monetarismo – até às mais recentes – como a abordagem novo-clássica e a novo-keynesiana. Ao longo desta evolução estiveram presentes questões essenciais a propósito das flutuações macroeconómicas, como sejam as causas dos ciclos económicos e o papel das políticas de estabilização. Especificamente, procuraram-se explicações para o comportamento aleatório das variáveis ao longo do ciclo económico e, a partir de um conjunto simplificado de relações entre as várias variáveis económicas, tentaram organizar-se os factos e explicar as causas das flutuações económicas agregadas, nomeadamente, dos dois principais “males” macroeconómicos: a inflação e o desemprego. Ao nível teórico a questão coloca-se: “o que sabemos sobre as causas, os efeitos e as relações entre estes dois fenómenos?”. Ao nível político pretende-se saber como actuar sobre estes dois problemas. Ou seja, “deve-se combater o crescimento dos preços ou é pior sacrificar milhares de empregos nessa luta?”. “Qual o objectivo principal da política macroeconómica: pleno-emprego ou estabilidade dos preços?”. Estes são alguns dos dilemas que preocuparam muitos economistas no passado, gerando debates macroeconómicos intensos e acesos, e que se mantêm actuais, prevendo-se que os combates ao desemprego e à inflação continuem a encerrar no futuro o principal conflito entre os objectivos-chave da política macroeconómica.

A evolução da teoria dos ciclos económicos resultou numa impressionante acumulação de conhecimentos e na construção de um quadro teórico para auxílio à tomada de decisões no

campo da política económica, no sentido da ultrapassagem de crises inflacionistas, ou de recessão, e na promoção de melhorias do bem-estar social.

Em particular, as duas últimas décadas do Séc. XX foram pródigas no aparecimento de uma enorme diversidade de novas hipóteses e teorias económicas que visam dar resposta a questões essenciais que continuam em aberto a propósito das flutuações macroeconómicas. Com efeito, nos anos oitenta e noventa geraram-se avanços significativos, de natureza teórica e empírica, no sentido da clarificação de qual a importância relativa de vários factores económicos como fontes de choques e quais os respectivos mecanismos de propagação para as flutuações observadas no percurso temporal das economias.

No plano teórico confrontam-se actualmente duas posições quanto à explicação dos ciclos económicos: a novo-clássica e a novo-keynesiana.

Inicialmente, a escola novo-clássica veio repor o pressuposto tradicional clássico de permanência de equilíbrio dos mercados utilizando, para o justificar, modelos dinâmicos com bases microeconómicas sólidas, assentes em mercados de concorrência perfeita, onde as empresas são “tomadoras de preços” e escolhem o *output* que lhes maximiza o lucro, aproveitando todas as vantagens que o negócio oferece. A explicação dada pela 1ª geração de novos clássicos para a ocorrência das flutuações económicas são as falhas de informação. Uma segunda vaga de economistas novo-clássicos, os defensores da hipótese dos ciclos económicos reais, apresentam a existência de choques reais do lado da oferta como fonte destas alterações. Contudo, estes últimos consideram que tais flutuações da actividade económica são a resposta eficiente a esses choques, dado que a economia passará de uma situação de bem-estar social para outra.

Por seu lado, a vaga novo-keynesiana surgiu no sentido de reparar as insuficiências da teoria tradicional keynesiana, essencialmente ao nível do bloco da oferta, oferecendo um conjunto de fundamentos microeconómicos sólidos para os seus modelos. Estes últimos consideram um ambiente de concorrência imperfeita, em que os agentes económicos se deparam com várias restrições nas suas tomadas de decisão sobre o nível de produto e tentam explicar a rigidez dos preços e dos salários compatibilizando os princípios de teoria económica e os pressupostos de racionalidade económica.

A diferença fundamental entre a abordagem novo-clássica e a novo-keynesiana reside, assim, no comportamento que é suposto os preços e salários terem nos respectivos mercados. Enquanto que na primeira se consideram os preços e salários totalmente flexíveis, nos modelos novo-keynesianos os preços e salários são assumidos como ajustando-se lentamente, pelo que nada garante que os mercados estejam sempre em equilíbrio (daí a razão de se designarem alguns destes modelos de “modelos de desequilíbrio”). Os ciclos económicos resultam precisamente deste comportamento de ajustamento subóptimo na resposta a choques da procura agregada.

A escola novo-keynesiana explorou múltiplos factores para justificar a rigidez, nominal e real, dos preços e dos salários, justificativa do argumento de que variações na procura agregada

se propagam através desses mecanismos e geram flutuações significativas no produto e no emprego. Contudo, estas explicações, *per si*, estão sujeitas a várias críticas. Acrescente-se o facto de algumas delas não apresentarem uma boa fundamentação para a não indexação dos preços e salários nominais ao produto nominal. Donde um aspecto distintivo desta escola é o envolvimento de importantes articulações entre as áreas da macroeconomia e da economia do trabalho.

Outra ideia chave dos modelos novo-keynesianos assenta na existência de interligações entre a rigidez real e nominal. Estas teorias reforçam a ideia de que são as falhas de coordenação entre os mercados que originam a ineficiência macroeconómica. Daí a importância que assume a ligação com a Economia Industrial e, em particular com a Teoria dos Jogos, nomeadamente ao nível do estudo das estruturas de mercado não concorrenciais e da sua influência sobre as flutuações cíclicas da economia.

Apontados os principais pontos de divisão entre as correntes novo-clássica e novo-keynesiana, não se pense, contudo, que ao nível teórico a evolução tem sido de permanente afastamento destes dois paradigmas de estudo dos ciclos económicos. Pelo contrário, decorridos vinte anos, parece começar a assistir-se a um processo de convergência entre eles, traduzido no facto de, na actualidade, um grande número de modelos das duas correntes envolver a consideração de imperfeições nos mercados do produto, do trabalho e de crédito.

Por outro lado, a investigação no domínio do estudo das flutuações económicas beneficiou fortemente da crescente disponibilidade de informação estatística e do desenvolvimento de métodos econométricos, nomeadamente, dos aplicados às séries temporais.

No pós-guerra distinguiram-se dois tipos de metodologia econométrica para isolar e medir os choques geradores de ciclos económicos. Até à década de oitenta, predominaram os modelos econométricos de grande dimensão para relacionar as variáveis macroeconómicas endógenas e um pequeno conjunto de variáveis exógenas, cujas variações eram tratadas como impulsos e motivadoras de uma fracção substancial da variabilidade do ciclo económico. O interesse era dirigido, principalmente, aos mecanismos de reacção da economia aos choques exógenos.

No início dos anos oitenta, o trabalho pioneiro de Sims (1980) introduziu uma profunda mudança no estudo dos ciclos económicos ao nível metodológico, ao ser o precursor da utilização da análise dos vectores autoregressivos (VAR) em modelos de pequena dimensão. Desde então, assistiu-se a uma verdadeira revolução na modelização econométrica das séries temporais, com a técnica VAR a tornar-se crescentemente popular na análise dos ciclos económicos. Contudo, nos VAR's tradicionais (não estruturais) as respostas-impulso geradas não podiam ter uma interpretação estrutural porque as inovações dos VAR's não eram identificadas com os erros estruturais subjacentes.

A resposta a este problema surgiu com o desenvolvimento dos vectores autoregressivos estruturais (SVAR's), cujas primeiras aplicações na macroeconomia remontam a 1986, com os trabalhos de SIMS (1986), BERNANKE (1986) e BLANCHARD e WATSON (1986), os quais introduziram restrições suficientes de molde a identificar os choques estruturais relevantes. À abordagem SVAR foram dados dois usos principais: (1) interpretação das flutuações da actividade económica para um pequeno número de variáveis macroeconómicas e (2) identificação dos efeitos de diferentes políticas. Isto porque, através do uso desta abordagem é possível identificar os impulsos originais (“choques”) que atingem as economias e as dinamizam e fazer a separação da resposta que a economia dá a tais choques, o que engloba o ajustamento intrínseco da economia propriamente dito, mas também o efeito de políticas de estabilização (“mecanismos de reacção”). As respostas fornecidas pelas peças de evidência empírica dos SVAR's têm implicações importantes sobre a teoria e política económicas e sobre a prática econométrica.

No âmbito da literatura VAR um tema que assumiu particular relevo foi o da análise das propriedades univariadas - presença/ausência de raízes unitárias - e multivariadas - relações de cointegração - das séries temporais. Na década de oitenta instalou-se na investigação aplicada em macroeconomia a prática de testar previamente o padrão de estacionaridade, por forma a determinar empiricamente qual o procedimento de estacionarização mais adequado das séries. Posteriormente, assistiu-se a um intenso desenvolvimento das ferramentas, técnicas, modelos, conceitos e distribuições envolvidas na modelização econométrica, sobretudo de dados não estacionários, ou seja, de processos estocásticos integrados.

Tal progresso no domínio da análise de processos integrados teve implicações decisivas na teoria dos ciclos económicos. Em particular, dos trabalhos empíricos envolvendo a aplicação destes novos instrumentos às variáveis macroeconómicas resultou a conclusão geral de que a maioria destas séries exibiu uma tendência aleatória e não determinística como até aí a maioria dos estudos pressupunha. Nomeadamente, tal foi contra a visão prevalecente de que os ciclos económicos eram flutuações transitórias em torno de um percurso tendência mais ou menos estável. Estas alterações tiveram influências radicais ao nível da escolha das formas dos modelos, inferência estatística, teoria da distribuição e na interpretação de muitos conceitos tradicionais, como os da simultaneidade, erros de medida, colineariedade, previsão ou causalidade e exogeneidade.

O reconhecimento da grande utilidade e potencialidade dos SVAR's e, em geral, das novas ferramentas da econometria das séries temporais, justifica que esta abordagem domine actualmente a análise macroeconómica dos ciclos económicos.

A importância e actualidade do tema, aliado ao facto de se verificarem algumas carências de investigação nesta área para o caso português, contribuíram para a escolha do objecto deste trabalho.

Por outro lado, e no decurso do que foi até agora referido, entende-se que tenhamos traçado dois grandes objectivos principais:

- (1) Caracterização das regularidades empíricas dos ciclos económicos portugueses;
- (2) Avaliação da importância relativa da rigidez dos preços e salários em termos agregados, nomeadamente ao nível do estudo da influência dos ajustamentos de preços nas flutuações da actividade económica portuguesa no passado recente.

No sentido de concretizar os objectivos supra delineados optamos por usar duas abordagens distintas, embora complementares.

Assim, procuramos responder à primeira questão à luz da evidência empírica fornecida por uma abordagem indirecta dos dados anuais de 25 séries macroeconómicas portuguesas, no período 1954-1998. Esta análise compreende a visualização gráfica do comportamento das componentes cíclicas das séries relativamente aos movimentos cíclicos do produto real português, o cálculo de medidas estatísticas descritivas das relações cruzadas entre as várias variáveis e a realização de testes de causalidade.

Adicionalmente, sendo nosso objectivo específico determinar qual o comportamento das taxas de inflação e de desemprego na sua relação com o ciclo económico, naquele período, identificamos os períodos desinflationistas e respectivos rácios de sacrifício e procuramos obter evidência sobre a existência (ou não) de uma *Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment* (NAIRU) para a economia portuguesa. Para a estimação da NAIRU, além do uso da abordagem indirecta, realizamos, ainda, testes de estacionaridade (de raiz unitária) e estimação econométrica da relação da taxa de desemprego com o ciclo económico (relação de Okun).

Com vista à concretização do segundo objectivo, decidimos utilizar os modernos métodos da econometria das séries temporais, aplicando a abordagem SVAR sobre dados de frequência trimestral das variáveis salário e produto reais e da taxa de desemprego, no período 1983:2-1998:4. Numa etapa preliminar, e de forma a correctamente especificar os modelos SVAR a usar, analisamos o grau de integração e a eventual presença de relações de cointegração entre as séries, através da realização de testes de raiz unitária e de cointegração.

De realçar que apesar de já terem sido realizados alguns estudos sobre os ciclos económicos e o comportamento dos preços e dos salários em Portugal, são, até ao momento, inexistentes (pelo menos em termos de trabalhos aplicados) as aplicações da abordagem SVAR a este tema em particular. Esse facto, para além da validade do método em si, foi também uma fortíssima razão que presidiu à sua escolha para aplicação no presente trabalho.

Este trabalho foi organizado de acordo com a estrutura a seguir apresentada.

Neste capítulo introdutório tivemos a intenção de situar e demonstrar a relevância deste estudo, os objectivos subjacentes, a descrição sintética da metodologia e a organização dos conteúdos.

No segundo capítulo efectuamos uma revisão dos principais contributos para os progressos realizados no âmbito da teoria das flutuações macroeconómicas desde os seus primórdios até às linhas que servem de estrutura à condução e organização da investigação macroeconómica actual. Subjacente à apresentação deste corpo de teorias esteve o intuito de arrumar o vasto material bibliográfico de forma sistematizada e segundo um critério cronológico que tornasse clara a exposição e abordasse, de forma tão completa quanto o possível, os aspectos mais relevantes para o tema em análise.

No capítulo 3 apresentamos a metodologia de análise adoptada no capítulo seguinte para proceder à caracterização das regularidades empíricas dos ciclos económicos portugueses. Numa primeira parte do capítulo descrevemos a abordagem indirecta das características dos ciclos económicos, efectuando, numa segunda parte, uma revisão sobre o tema das raízes unitárias, salientando a importância do conceito e da aplicação de testes adequados para a análise univariada da estacionaridade das séries temporais. Como actualmente existe um vasto conjunto de testes que podem ser empregues para determinar a estacionaridade de uma série era fácil perdermo-nos em detalhes pelo que, para não tornar o texto demasiado denso, optamos por dar uma perspectiva ampla da área, sem explorar demasiado os aspectos técnicos, remetendo para apêndice apenas os procedimentos de teste usados nos capítulos empíricos subsequentes.

No capítulo 4 sumariamos algumas das principais regularidades das séries temporais macroeconómicas portuguesas no período 1954-1998 recorrendo à aplicação da metodologia descrita no capítulo anterior a um conjunto de 25 variáveis seleccionadas. Estando o nosso interesse centrado na evolução do ciclo económico real, tomamos como variável de referência o Produto Interno Bruto (PIB) a preços de mercado de 1990 e confrontamos os seus movimentos cíclicos com os experimentados pelas restantes 24 variáveis, as quais foram agrupadas em quatro grandes categorias: “despesa real”, “mercado de trabalho”, “agregados monetários” e “preços e salários”. Numa segunda parte do capítulo exploramos empiricamente para o caso português dois temas que são muito caros à teoria económica: os processos desinflationistas e a existência de uma NAIRU.

No capítulo 5 descrevemos a abordagem SVAR com vista à sua aplicação no capítulo seguinte. Iniciamos com uma breve “ digressão” às suas origens – VAR’s não estruturais – passando, de seguida, à apresentação dos principais desenvolvimentos da econometria dos SVAR, pondo em destaque os temas da estimação e da identificação das perturbações estruturais do sistema através da imposição de restrições contemporâneas e/ou de longo prazo. Adicionalmente, como a investigação da estacionaridade das séries, relacionada com a presença/ausência de raízes unitárias e cointegração, assume particular interesse no contexto dos SVAR’s, autonomizamos,

em secção própria, a abordagem da cointegração mostrando a sua relevância no contexto dos SVAR's. Pelos motivos atrás expostos para o capítulo 3, a descrição dos procedimentos dos testes de cointegração foi remetida para apêndice.

No capítulo 6 aplicamos a técnica SVAR de longo prazo sobre dados trimestrais do salário e produto reais e da taxa de desemprego, entre 1983:2-1998:4. Após termos contextualizado o ambiente teórico subjacente à modelização empírica adoptada, revisto os estudos empíricos mais relevantes na aplicação da técnica de identificação usada e caracterizado as propriedades univariadas e multivariadas das séries, identificamos os choques com que a economia portuguesa se defrontou naquele período e avaliamos empiricamente o fenómeno da rigidez de preços e salários através da estimação de dois modelos SVAR¹.

Por último, no capítulo 7 apresentamos as conclusões finais resultantes de um processo de integração e de síntese daquelas que foram evidenciadas ao longo da tese, capítulo a capítulo, com particular incidência nas mais importantes extraídas a partir dos resultados obtidos nos dois capítulos empíricos. Apontamos também algumas das limitações/condicionantes do estudo realizado e sugerimos possíveis extensões e aprofundamentos da análise a desenvolver em futuras linhas de investigação.

A finalizar esta introdução, não queríamos deixar de realçar que, tendo optado por um tema central da teoria macroeconómica, não cobrimos todos os campos essenciais na vertente teórica para um bom entendimento do comportamento do lado da oferta agregada. No entanto, também não tínhamos essa ambição dado que, por um lado, era difícil fazê-lo dado a sua complexidade e extensão e porque, por outro, os desenvolvimentos contínuos nesta área irão, seguramente, continuar a atrair trabalhos, pelo menos enquanto houver flutuações macroeconómicas.

Na vertente empírica, tentamos neste trabalho rever as implicações do uso das ferramentas macroeconómicas no estudo dos ciclos económicos e proceder à sua aplicação ao caso português. Dada a abrangência dos vários temas envolvidos concentramo-nos naquelas ferramentas mais familiares e que se encontram já devidamente implementadas na prática macroeconómica.

Resta-nos a convicção de que este não é ainda um trabalho totalmente acabado; pelo contrário, o tema em questão é merecedor da continuação do nosso esforço analítico, iniciado com o trabalho desenvolvido na nossa Dissertação de Mestrado (CORREIA, 1993), com vista à sua melhor compreensão.

¹ Como se vai referindo ao longo do capítulo 6, uma grande parte dos cálculos e resultados econométricos intermédios não são apresentados nesta tese por razões de parcimónia. No entanto, estão todos disponíveis junto da autora (lcorreia@utad.pt).

CAPÍTULO 2

TEORIA DOS CICLOS ECONÓMICOS

2.1. INTRODUÇÃO

A Macroeconomia – a parte da economia que foca o crescimento económico e as flutuações económicas – tem sido sempre uma área de grande controvérsia e de debate.

TAYLOR (1997: 233)

Desde KEYNES (1936), a macroeconomia foi dividida numa multiplicidade de teorias, com explicações alternativas para as flutuações macroeconómicas. O traçar de uma linha de divisão entre escolas é, normalmente, feito por conveniência analítica. Com efeito, existe um considerável grau de sobreposição de opiniões em todas elas acerca de um vasto conjunto de temas e, por outro lado, dentro da mesma corrente de pensamento teórico existe um número de visões diferentes e concorrenciais em relação a determinados assuntos. A classificação das escolas de pensamento macroeconómico não é, assim, um tema que reúna um consenso absoluto, variando de autor para autor.

Na colectânea de artigos editada por PHELPS (1991) é apresentada uma introdução geral a um conjunto de sete escolas: (1) keynesianismo tradicional; (2) escola monetarista; (3) escola novo-clássica; (4) escola novo-keynesiana; (5) macroeconomia do lado da oferta; (6) teoria dos ciclos económicos reais e (7) escola estruturalista. Como o autor reconheceu, esta divisão é uma das possíveis, na medida em que é sempre possível adicionar ou apagar algumas correntes, ou ainda subdividir cada uma delas, conforme o critério subjacente. Por exemplo, a este agrupamento poder-se-ia adicionar a escola marxista ou a pós-keynesiana.

Para os nossos propósitos, consideramos apropriado proceder a um agrupamento em cinco categorias – escola clássica¹, keynesiana, monetarista, novo-clássica e novo-keynesiana – tendo em conta uma tendência comum dentro de cada uma delas de análise das flutuações macroeconómicas e, também, apoiados por algum suporte da literatura que, em geral, organiza, embora frequentemente numa forma implícita, os temas a estudar enquadrados nesta estrutura.

Neste capítulo revemos os principais desenvolvimentos da teoria das flutuações macroeconómicas desde os seus primórdios até às linhas de investigação que se mantêm activas

¹ A introdução desta escola é efectuada apenas com o objectivo de contextualizar o ambiente que foi desafiado pelas ideias keynesianas. De facto, não se pode considerar a escola clássica como fornecedora de uma explicação das flutuações económicas no sentido que tais não eram supostas existir numa economia considerada como funcionando sempre, sem excepção, em equilíbrio geral de pleno emprego.

nos nossos dias². Dentro da secção introdutória resumimos as ideias fundamentais das escolas tradicionais que se destacaram no debate sobre as flutuações macroeconómicas. Nas duas secções seguintes efectuamos uma revisão (sistemizada e segundo um critério cronológico) da literatura mais relevante sobre as teorias das flutuações económicas mais recentes - a novo-clássica e a novo-keynesiana. O maior destaque é dado a esta última, dado o importante papel nela atribuído aos mecanismos de ajustamentos de preços e salários nas flutuações cíclicas das variáveis macroeconómicas. No final do capítulo arrumamos as principais conclusões extraídas a partir dos progressos realizados até à década de noventa, evidenciando o conjunto de princípios que reuniu um vasto acordo entre as várias correntes de pensamento.

2.1.1. CICLOS ECONÓMICOS: AS ESCOLAS DE PENSAMENTO TRADICIONAIS

Nesta subsecção efectuamos uma revisão sucinta dos fundamentos das três correntes tradicionais. Começamos pela escola clássica, a ortodoxia da “mão invisível” do mercado, que exerceu a sua influência até aos anos trinta do Séc. XX. Por essa altura, operou-se a proclamada revolução keynesiana, elevando a corrente keynesiana à posição de domínio das esferas teórica e do exercício da política económica até à década de sessenta. O largo consenso em torno da teoria keynesiana e o clima de confiança nas suas soluções para estabilizar a economia foi quebrado pela ocorrência de vários factores, dando espaço ao monetarismo que operou uma contra-revolução à análise e política keynesianas³.

2.1.1.1. A ESCOLA CLÁSSICA

Durante muito tempo os economistas não se preocuparam muito com as flutuações cíclicas da actividade. Isto porque se acreditava que o mercado, através dos seus mecanismos automáticos, iria corrigir situações de desequilíbrio entre a oferta e a procura, produzindo a melhor solução económica em termos de bem-estar. Entendia-se que, sempre que a economia se desestabilizasse, os preços e salários se alterariam automaticamente repondo o equilíbrio. Dominava o princípio do liberalismo económico “*laissez-faire, laissez-passer*” e uma crença

² Existe um vasto conjunto de obras onde se abordam os progressos teóricos registados no estudo e compreensão das flutuações da actividade económica global. Referindo apenas alguns desses trabalhos, para um “apanhado” geral do “estado da arte”, veja-se CARLIN e SOSKICE (1990), VANE e THOMPSON (1992: Cap. 1) e BLANCHARD (1997b: Cap. 30). Focando especificamente as principais contribuições das correntes que actualmente monopolizam o debate teórico - a teoria dos ciclos económicos reais e a novo-keynesiana - existem igualmente uma variedade de autores, entre os quais salientamos MANKIW e ROMER (1991), HEAP (1992: Parte 2) e ROMER (2000: Cap. 4 e 6).

³ A escola monetarista exerceu uma enorme influência sobre a prática monetária de vários bancos centrais, continuando ainda a ser uma referência forte para alguns da Europa Ocidental e do Japão. Por isso, existem autores que têm dificuldade em considerar o monetarismo como uma corrente teórica “ultrapassada” ou “tradicional”.

ilimitada no poder da “mão invisível” do mercado para garantir e manter a economia a funcionar ao nível *de market clearing*⁴.

Estas ideias inspiraram a escola clássica, a concepção económica dominante até à década de trinta. Esta corrente caracterizava-se por uma visão optimista do funcionamento da economia, baseada na crença de que os mecanismos espontâneos da concorrência perfeita nos mercados do produto e do trabalho garantiam uma eficácia total na afectação de recursos, dada a perfeita flexibilidade dos preços (incluindo taxas de juro e salários), conduzindo a um automatismo na reposição do equilíbrio em situações de desemprego e de instabilidade de preços. Subjacente estaria o pressuposto, inerente a estruturas de concorrência perfeita, de que os agentes económicos eram perfeitamente informados e racionais, pelo que optimizavam os seus comportamentos. Consequentemente, o desemprego era olhado como uma aberração temporária, que as forças de mercado corrigiriam automaticamente se deixadas funcionar sem restrições.

Uma outra implicação deste quadro optimista de contínuo equilíbrio dos mercados é a total ineficácia de medidas monetárias e orçamentais, pelo que o governo se devia abster de qualquer intervenção activa na economia. O seu papel devia limitar-se, essencialmente, ao controlo da oferta de moeda de forma a assegurar a estabilidade de preços. Mais, como era suposto que os mecanismos de mercado garantiam sempre uma situação de equilíbrio de pleno emprego, assegurando o máximo de bem-estar social possível, as políticas económicas mais do que ineficazes seriam indesejáveis pois produziriam resultados nefastos sobre o bem-estar social.

Tal resultado derivava da célebre *propriedade da dicotomia* do modelo clássico (também conhecido como “Teoria Quantitativa da Moeda”), que estabelecia uma clara distinção entre os sectores real e nominal da economia. A oferta de moeda era vista como exógena (perfeitamente controlável pelas autoridades monetárias) e completamente neutra (afectava as variáveis nominais mas não as reais). Esta super-neutralidade da moeda tinha por base a proposição de ilusão monetária, ou seja, a função da moeda era apenas servir de padrão de medida dos preços dos bens e serviços e um meio de facilitar as trocas, não influenciando a determinação dos preços reais ou relativos nem as quantidades transaccionadas. Estas grandezas reais seriam determinadas pelas condições de equilíbrio de cada mercado dos diversos produtos e factores produtivos aos seus níveis de *market-clearing*.

2.1.1.2. A ESCOLA KEYNESIANA

A teoria económica keynesiana surgiu em resposta à grande crise económica dos anos trinta. A Grande Depressão veio demonstrar que o ênfase da economia clássica na eficiência dos

⁴ A “mão invisível” foi, sem dúvida, o maior legado de Adam Smith. Inspirou autores como Say e Ricardo e ainda hoje continua a servir de base e a influenciar a agenda de investigação para muitos economistas novo-clássicos. Um excelente desenvolvimento sobre o lugar da ideia da “mão invisível” na macroeconomia moderna é fornecido em TOBIN (1996: Cap. 1).

mercados e da “mão invisível” teria que ser deslocado para uma teoria que fosse capaz de explicar o comportamento da economia em tempos de crise.

Com efeito, o fornecimento de explicações e soluções para a Grande Depressão traduziu-se no factor que motivou a grande adesão às concepções keynesianas⁵, as quais forneciam um corpo coerente de conhecimentos teóricos que pareciam ter suporte adequado na evidência empírica.

Durante a Grande Depressão, a maioria das economias industrializadas defrontaram graves problemas de desemprego, um fenómeno para o qual a visão clássica de “a oferta cria a sua própria procura” e o seu modelo de perfeita compensação dos mercados não conseguia fornecer explicação. Estava criado o ambiente favorável para John Maynard Keynes iniciar uma verdadeira revolução contra a teorias e política ortodoxa vigente.

De facto, no centro da “revolução keynesiana” esteve Keynes e a sua obra “Teoria Geral do Emprego, do Juro e da Moeda”, publicada em 1936, que apresentava uma teoria alternativa coerente. KEYNES (1936) foi responsável pelo desenvolvimento de uma nova teoria de determinação do rendimento e de explicação das flutuações económicas, alicerçada no conceito de procura efectiva e no pressuposto de rigidez dos salários monetários⁶.

O princípio da procura efectiva (aquele que o autor realçou como a sua inovação mais importante) teve como implicação que parte do ajustamento a alterações da *Aggregate Demand* (AD) tinha lugar em termos de quantidades e que, através de um efeito multiplicador, tal alteração quantitativa viria reforçada. Consequentemente, “princípio da procura efectiva” é o termo para designar a restrição da procura sobre a actividade económica: a existência de trabalhadores involuntariamente desempregados e desejosos de trabalhar por salários reais abaixo da sua produtividade marginal, que os empregadores não contratavam devido a uma procura deficiente para os seus bens e serviços. Tal efeito *demand-constrained* traduzia-se numa enorme falha dos mecanismos de mercado, que Keynes proclamou estar patente no funcionamento efectivo das economias reais. Sendo assim, a construção teórica da “mão invisível” não a conseguiria evitar nem resolver. Mais, ela seria uma falha endémica nas economias capitalistas, que teriam uma tendência natural para criar desemprego.

O segundo conceito central à teoria das flutuações económicas de Keynes, relativo ao comportamento dos preços e salários, constitui o elemento mais controverso da sua obra e, ao

⁵ Além disso, a Grande Depressão tem sido olhada por vários autores como um ponto de debate que “justifica” ou “refuta” várias políticas económicas. Ela aparece, por si mesma, como um tópico complexo sujeito a várias interpretações, de tal modo que, e usando as palavras de BERNANKE e CAREY (1996: 853), “O problema de explicar porque é que a economia mundial colapsou nos anos trinta, forneceu um desafio difícil para os economistas durante mais de seis décadas”.

⁶ Veja-se GREENWALD e STIGLITZ (1987: 120-123) para um apanhado dos principais ensinamentos da teoria de Keynes sobre os ciclos económicos e TOBIN (1996: Cap. 2) para a análise da influência do princípio da procura efectiva e da controvérsia gerada em torno da flexibilidade/rigidez dos preços.

mesmo tempo, o ponto principal do ataque desferido pelo autor à macroeconomia clássica⁷. Keynes questionou a capacidade da economia, uma vez fora do pleno emprego, voltar ao equilíbrio pelas suas próprias forças. A sua convicção, apoiada na sua apreciação realista do funcionamento dos mercados de trabalho das economias industrializadas, era que as respostas normais dos preços (do produto e do trabalho) a excessos de oferta não conseguiriam efectuar o ajustamento de volta ao pleno emprego. Contudo, não acreditava que a flexibilidade acrescida dos preços e salários fosse a solução para reduzir a volatilidade dos mercados, em resposta a choques da procura, real ou nominal. Isto porque este processo de ajustamento levaria algum tempo e o processo de deflação, por si, desencorajaria a procura, agravando ainda mais os desequilíbrios em vez de os corrigir⁸.

Pelos motivos expostos, Keynes advogou a necessidade de intervenção ao nível político para estabilizar as economias e aumentar o bem-estar social, pois se deixadas a si mesmas, podiam demorar muito tempo até que se voltasse à vizinhança do equilíbrio após terem estado sujeitas à ocorrência de perturbações. Dentro das medidas a utilizar, Keynes apontou a sua preferência por políticas fiscais e monetárias discricionárias.

Dentro de poucos anos, a Teoria Geral tinha transformado a macroeconomia. A maioria das discussões no mundo académico estavam organizadas em torno do sentido das mensagens de Keynes e da coerência lógica de alguns dos seus argumentos. Assim, muitos esforços foram devotados à formalização matemática do pensamento de Keynes. A interpretação mais influente foi, sem dúvida, o modelo IS-LM desenvolvido por John Hicks e Alvin Ansen nos anos 30 e 40, e que o mundo, em geral, entendeu como sendo efectivamente a expressão daquilo que Keynes queria dizer. Nos períodos que se seguiram, foi generalizado o termo “modelo keynesiano” para baptizar esta estrutura e a designar-se de “economia keynesiana” o conjunto de ideias que efectivamente vieram daqueles autores e não de Keynes⁹.

Ao longo dos anos 40 e 50, a teoria assente neste modelo padrão conheceu um desenvolvimento significativo, com a realização da chamada síntese neoclássica, por Hicks, Modigliani e

⁷ Veja-se TOBIN (1996: 12-13) para uma exposição do que Tobin designa de “revolta keynesiana contra as premissas da macroeconomia clássica”. MIZEN e PRESLEY (1998) apresentaram uma perspectiva oposta, isto é, a reacção dos adeptos da escola clássica à imagem que Keynes traçou dos clássicos e dos neoclássicos.

⁸ Conforme resulta da leitura de KEYNES (1936: Cap. 19 e, especialmente, pág. 265). Desde então, esta questão de saber se a flexibilidade dos preços dos produtos e dos factores produtivos terá um papel estabilizador da actividade económica começou a receber considerável atenção, merecendo particular destaque na controvérsia actual entre as correntes novo-clássica e novo-keynesiana.

⁹ O que foi criticado por alguns autores que consideraram que o modelo IS-LM tinha desvirtuado os ensinamentos de Keynes e que se devia fazer a distinção entre “economia keynesiana” e a “economia de Keynes”. Fazendo eco dessas vozes críticas, destaca-se o artigo de LEIJONHUFVUD (1967), onde o autor corrige o entendimento que Keynes teria sobre esta temática. Assim, “economia keynesiana” seria sinónimo da escola macroeconómica que se desenvolveu a partir dos debates levantados por Keynes na sua “Teoria Geral”; a sua identificação como escola surgiria do tipo de modelos geralmente usados a partir da estrutura IS-LM.

Patinkin, a qual representou a reconciliação entre a macroeconomia keynesiana e a microeconomia clássica ou neoclássica¹⁰.

No final dos anos 50, a teoria keynesiana, na sua versão “síntese neoclássica”, foi completada pela descoberta de uma relação empírica entre inflação e desemprego, estabelecida no estudo realizado por PHILLIPS (1958), com base na evolução dos salários nominais no Reino Unido, no período 1861-1957. Na sua versão original, a curva de Phillips estabelecia uma relação estatística inversa (um *trade-off*) entre a taxa de crescimento dos salários nominais e do desemprego, fazendo emergir um novo conceito muito importante: o do conflito entre estabilidade de preços e desemprego.

A análise de Phillips, apesar de não ser keynesiana, foi rapidamente adoptada. De facto, a teoria keynesiana assumia que o desemprego diminuiria com aumento da procura e Keynes considerava que o mecanismo subjacente a esse efeito era um aumento de preços resultante do acréscimo da AD. Consequentemente, os salários reais baixariam, o que permitiria que as empresas aumentassem a sua procura de trabalho quando as vendas subissem. Desta forma, o aumento salarial e a redução do desemprego adequavam-se facilmente na concepção keynesiana, permitindo-lhe completar o seu modelo ao nível do bloco da oferta, substituindo o pressuposto (não devidamente fundamentado) de rigidez e exogeneidade dos salários por uma equação dinâmica e com sustentabilidade empírica.

Adicionalmente, através da introdução de uma hipótese de política de formação de preços pelas empresas (com um *markup* sobre os custos de produção) e da lei de Okun (relacionando o crescimento do produto e o desemprego) obtinha-se também rigidez dos preços dos bens e serviços, permitindo reagir a uma das críticas mais fortes dirigidas à teoria keynesiana original: a sua proposição empírica de um comportamento contracíclico dos salários reais¹¹.

Por outro lado, como a maior implicação da curva de Phillips original era a existência de um *trade-off* permanente entre inflação e desemprego (ou seja, se dispostos a tolerar mais inflação os *policy-makers* poderiam sempre obter menor desemprego), esta versão estaria, assim, de acordo com a hipótese keynesiana da não neutralidade da política monetária.

O modelo IS-LM associado a um mecanismo do tipo curva de Phillips (estrutura AD-AS) constituiu a base de trabalho a partir da qual se começou a construir uma verdadeira teoria das flutuações económicas, tendo servido, principalmente, para estudar os efeitos da

¹⁰ Os novos prefixos “micro” e “macro” assinalam a divisão da economia em dois ramos, com domínios de interesse diferentes. Desde então, como é sabido, é normal entender-se a microeconomia como dizendo respeito ao estudo do comportamento dos consumidores e empresas, dos mercados individuais e à afectação dos recursos enquanto que à macroeconomia compete o estudo dos fenómenos agregados.

¹¹ Tal percurso contracíclico, resultante do pressuposto de salários monetários rígidos no mercado do produto e concorrência perfeita no mercado do produto, era inconsistente com o observado nas economias reais e, por isso, era um factor desconfortável no pensamento macroeconómico keynesiano.

política fiscal e monetária. Ainda hoje, não obstante ser por considerado por alguns como obsoleto, continua a fazer parte da maioria dos manuais de macroeconomia, como ferramenta de ensino para ajudar a compreender as complexidades da macroeconomia e como fonte principal de discussão sobre os efeitos das políticas¹².

2.1.1.3. A ESCOLA MONETARISTA

A síntese neoclássica dominou a visão da economia durante mais de duas décadas. Nos anos sessenta, altura em que atingiu o seu pico de popularidade, a estrutura IS-LM era largamente usada para estudar o comportamento da AD e dominava os debates teóricos. Adicionalmente, o clima não podia ser mais favorável à teoria keynesiana. Paralelamente a um crescimento rápido, as economias capitalistas exibiam estabilidade cambial e de preços e baixas taxas de desemprego. As ideias keynesianas eram bem acolhidas nos meios académicos e pela opinião pública. Os governos aplicavam abertamente as ferramentas de gestão da procura keynesianas, confiantes na sua capacidade para estabilizar as economias (o chamado *fine-tune*), a quem atribuíam o sucesso sem paralelo das economias ocidentais nas duas décadas que se seguiram à II Guerra Mundial (II GM).

A partir da segunda metade da década de sessenta, um conjunto de factores perturbou o optimismo reinante sobre a capacidade da doutrina keynesiana conduzir as economias para um estado “afinado” e sem recessões. Por um lado, o Sistema Monetário Internacional, com as suas regras de taxas de câmbio fixas e controlo dos movimentos de capitais, começou a apresentar graves sintomas de instabilidade, verificando-se uma corrida ao ouro, dado não se acreditar na capacidade de convertibilidade do dólar. A esta crise cambial juntou-se a crise petrolífera e dos preços da energia em 1973/74. Assistiu-se, então, a um fenómeno novo – a estagflação – em que altas taxas de desemprego apareciam associadas a taxas de inflação elevadas, e que colocava em questão a regularidade empírica descrita pela relação de Phillips.

A estagflação dos anos setenta destacou-se como o facto decisivo que levou a um movimento de contra-revolução às ideias keynesianas, dando lugar ao ressurgimento e domínio de correntes de inspiração clássica. As críticas à relação de Phillips foram alargadas ao

¹² O manual de ROMER (2000) é disso um bom exemplo. Adicionalmente, dada a preponderância do modelo IS-LM, é normal encontrarem-se artigos defendendo-o contra as críticas que lhe vão sendo dirigidas. É o caso da reacção de COHEN (1988) às várias limitações apontadas por MANKIW e SUMMERS (1986), demonstrando que os resultados inversos obtidos por aqueles autores se tinham devido à omissão de vários factores importantes. Também GALI (1992), DUTT e SKOTT (1996) e MCCALLUM e NELSON (1997), numa posição de defesa da estrutura IS-LM, mostraram que, com os desenvolvimentos adequados, aquele modelo podia ser usado para analisar temas de política ou do ciclo económico, comparar diferentes modelos macroeconómicos ou para propósitos de previsão.

keynesianismo e ao seu *fine-tuning* das economias, que deixaram de funcionar ao mesmo tempo¹³.

As vezes que tinham vindo a ganhar consistência nos meios académicos, mesmo enquanto a curva original de Phillips fornecia uma boa descrição dos factos, ganharam então uma maior audiência. Uma minoria de economistas monetaristas, liderados por Milton Friedman¹⁴, embora aceitando a separação neoclássica entre as esferas microeconómica e macroeconómica, desafiaram a visão keynesiana em relação a dois grandes temas: a curva de Phillips e o papel estabilizador da política¹⁵.

No plano dos fundamentos teóricos da curva de Phillips, o principal argumento de contestação era que as curvas da procura e da oferta de trabalho deviam ser especificadas em termos reais. Como resultado, a curva de Phillips foi “aumentada” por FRIEDMAN (1968) e PHELPS (1967; 1968a; 1968b). Estes autores reconciliaram a hipótese de Phillips com o axioma da teoria de inflação antecipada, argumentando a favor de uma curva de Phillips em “termos reais” e que se tornou conhecida como “curva de Phillips aumentada pelas expectativas”.

Nesta especificação, com a introdução da taxa de inflação esperada (π^e), continua-se a estipular uma relação negativa entre as taxas de crescimento nominal dos salários e do desemprego, mas o resultado é não apenas numa única curva mas antes numa “família” de curvas, cada uma delas associada a uma π^e diferente. Como se admitia que as expectativas se ajustavam lentamente à medida que as circunstâncias se alteravam, num processo adequadamente representado pela hipótese de expectativas adaptativas, os trabalhadores, mais tarde ou mais cedo, esperariam por aumento nos preços e entrariam com essas expectativas nas negociações salariais. Não havendo ilusão monetária, a deslocação ascendente da curva de Phillips de curto prazo seria tal que $\pi = \pi^e$. Como no longo prazo, por definição, há uma antecipação completa e perfeita da taxa de inflação, a implicação decorrente é a inexistência de um *trade-off* de longo prazo entre as taxas de desemprego e de inflação, donde a curva de Phillips de longo prazo seria vertical ao nível da taxa de desemprego.

Estava, assim, introduzido um novo conceito que assumiria uma posição central na teoria económica: “taxa natural de desemprego”¹⁶. Esta taxa foi definida por PHELPS (1967: 255) como sendo “(...) a taxa de desemprego para a qual a taxa efectiva de inflação iguala a taxa de

¹³ É verdade que o que estava em causa era a curva de Phillips e não a teoria keynesiana que, embora compatível com aquela, não decorria nem era implicada por ela. Contudo, com o passar do tempo, a síntese tinha-se tornado crescentemente associada com a aceitação de um *trade-off* estável de longo prazo entre desemprego e inflação, que os factos provaram não existir. Daí que TOBIN (1996: 36) tenha escrito: “A estagflação dos anos 70 foi para a economia keynesiana o que a Depressão dos anos trinta tinha sido para a ortodoxia clássica”.

¹⁴ Figura central nesta corrente ou, numa posição extrema, o próprio monetarismo personificado, como vários autores o consideraram, entre eles PHELPS (1991: xiv): “*Monetarism is Friedman*”.

¹⁵ Veja-se VANE e THOMPSON (1992: Cap. 3) para uma análise geral da posição monetarista sobre a curva de Phillips e as suas implicações políticas.

¹⁶ O qual foi responsável pela exploração em imensos escritos teóricos e empíricos, que serão citados ao longo deste capítulo e dos próximos. Contudo, para uma visão geral não formalizada das diferentes interpretações dadas salienta-se DAWSON (1992: Cap. 12-13) e para uma derivação matemática da taxa natural de desemprego e dos níveis “naturais” associados do emprego e do produto propõe-se BLANCHARD (1997b: 307-311).

inflação esperada, de forma a que a taxa de inflação esperada permanece constante”. Daqui decorre a razão para a taxa natural de desemprego também aparecer designada como “*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*”, normalmente apresentada na terminologia inglesa apenas por NAIRU. No artigo publicado no ano seguinte, PHELPS (1968b: 682) acrescentaria que esta taxa de desemprego de equilíbrio – a taxa à qual os aumentos efectivos e esperados dos preços (ou dos salários) são iguais – é independente da taxa de inflação. Logo, é possível encontrar três designações alternativas para a taxa de desemprego de longo prazo: taxa natural de desemprego, taxa de desemprego de equilíbrio ou NAIRU.

A conjugação da hipótese de expectativas adaptativas com a taxa natural de desemprego implicava que a inflação se tornaria crescentemente mais elevada em qualquer situação em que o desemprego estivesse abaixo da taxa crítica ou natural. O argumento básico era que a possibilidade de manter a taxa de desemprego abaixo deste nível natural dependia de um processo de ilusão monetária, em que os indivíduos, levados pelo desejo de obter preços superiores para as coisas que vendiam, eram então surpreendidos com preços maiores do que os esperados para as coisas que compravam. Assim era possível, temporariamente, que a taxa de desemprego estivesse abaixo de tal nível natural, mas com a taxa de inflação a acelerar em cada fase expansionista. É com base nesta concepção da curva de Phillips de Friedman-Phelps que decorre a expressão “hipótese aceleracionista”.

A aceitação da hipótese aceleracionista foi praticamente total, quando considerado o horizonte de curto prazo. Favoreceram esta adesão a coerência interna dos argumentos propostos e, por outro lado, alguns dos factos empíricos do início dos anos 70 que revelavam que, de facto, a curva de Phillips de curto prazo se tinha vindo a ajustar no sentido ascendente¹⁷. Contudo, continuou a haver algum cepticismo sobre a inexistência de um *trade-off* de longo prazo, principalmente, entre os autores de inspiração keynesiana. É certo que os keynesianos introduziram nos seus modelos a curva de Phillips aumentada pelas expectativas para explicar a inflação, mas numa óptica de curto prazo¹⁸. Adicionalmente, a inconsistência dos resultados dos vários estudos empíricos fez com que o tema da “verticalidade” da curva de Phillips no longo prazo permanecesse objecto de alguma controvérsia.

¹⁷ O que levou OKUN (1975: 340) a referir que “No sentido do reconhecimento de tal deslocação, somos todos aceleracionistas agora (para reverter a concessão célebre de Friedman a Keynes)”.

¹⁸ Embora não houvesse uma visão consensual, parece que a maioria dos economistas keynesianos tendia a considerar que a curva de Phillips não era vertical no longo prazo decorrendo daí a necessidade do governo intervir com medidas discricionárias para prosseguir um alvo em termos de emprego. Aliás, este é, de acordo com alguns autores, um dos (poucos) aspectos substanciais que, em perspectiva, separa monetaristas e keynesianos. O ensaio de LEESON (1998) retrata a disputa entre aqueles seguidores de Keynes que apresentaram evidência econométrica a favor do *trade-off* da curva de Phillips e a dos monetaristas que obtiveram evidência contra.

Quanto ao outro grande tema de separação entre keynesianos e monetaristas, o papel da política, a visão de Milton Friedman baseou-se na Teoria Quantitativa da Moeda, a qual já tinha inspirado a escola clássica tradicional, para formular a sua teoria (monetarista) da inflação.

Para o autor, uma alteração na moeda podia, no curto prazo, criar uma variação quer nos preços quer no produto, mas o efeito dominante seria o efeito-preço. No longo prazo, a moeda não implicaria alterações na produção (cuja tendência dependeria só de forças económicas reais) produzindo apenas efeitos nominais, ou seja, o produto atingiria o seu nível natural ou de equilíbrio, correspondente à taxa natural de desemprego. A teoria monetarista da inflação é normalmente resumida na célebre proposição de Friedman de que “a inflação é sempre e em todo o lado um fenómeno monetário, no sentido em que ela é e pode ser produzida unicamente por uma subida mais rápida na quantidade de moeda do que no produto” (citado em DAWSON, 1992: 15).

A citada proposição de Friedman de que “a inflação é um fenómeno monetário” despoletou um grande volume de trabalhos, onde o estudo da inflação se tornou extensivo à economia monetária¹⁹. Os resultados, em geral, foram consensuais no que respeita à relação implicada naquela afirmação, que se encontra firmemente estabelecida no corpo de princípios básicos da macroeconomia²⁰.

Assim, um tema que dividiu os monetaristas e keynesianos na altura (e que continua a separar as posições dos economistas aderentes das escolas que actualmente dominam o debate económico – a novo-keynesiana e a novo-clássica) refere-se à questão do papel da moeda no andamento dos ciclos económicos e, relacionadamente, se a política monetária pode e deve ser usada para estabilizar as flutuações do produto e do emprego.

Na primeira parte do seu influente artigo, FRIEDMAN (1968: 11-17) apresentou a sua perspectiva, assente na confiança de uma relação estável entre moeda e rendimento, sobre os objectivos da política monetária e como esta devia ser conduzida²¹. O principal papel das acções

¹⁹ E, consequentemente, tornou-se num tema vasto. Um bom artigo de revisão dos progressos na área é fornecido por MCCALLUM (1990).

²⁰ Conforme um grande número de *papers*, entre os quais MCCALLUM (1990: Secção1), PLOSSER (1990: Secção1) e PARKIN (1994: ix-xvi). É de notar, contudo, que neste consenso não entram aqueles autores que recentemente têm admitido que inflação substancial de longa duração poderá resultar em crescimento monetário excessivo, via efeitos “*bubble* especulativos” no nível de preços. Em MCCALLUM (1990: 985-990) são apresentados os contributos teóricos e empíricos desta última hipótese que, não obstante ter despertado um considerável interesse teórico, conseguiu ainda pouco e fraco suporte empírico.

²¹ A crítica mais forte às propostas estabilidade da relação causal entre moeda na direcção do rendimento e de exogeneidade da moeda (no sentido do seu total controlo por parte das autoridades monetárias), saiu de um grupo de economistas incluídos na designação abrangente de “corrente pós-keynesiana”. Esta escola de pensamento incidiu a sua abordagem, essencialmente, sobre o papel da procura de moeda no processo económico e no mecanismo de transmissão dos efeitos monetários. Destaca-se, aqui, o ensaio de KALDOR (1970) de forte contestação ao suporte empírico dado pelos monetaristas àquela relação causal. Segundo Kaldor, a explicação dos resultados empíricos era simples: nos períodos analisados em tais estudos, a oferta de moeda tinha-se acomodado por si mesma às necessidades do negócio, ou seja, a moeda era endógena e não exógena conforme as pretensões dos monetaristas. Numa reacção a este resultado, FRIEDMAN (1970) responderia que as alterações na oferta de moeda deviam ser olhadas como o resultado e não como a causa das flutuações económicas.

das autoridades monetárias devia ser prevenir a inflação, pelo que a política monetária podia evitar que a moeda por si fosse a maior fonte de perturbações monetárias²². Para isso, uma segunda tarefa a desempenhar pela política monetária era assegurar uma ambiente de estabilidade económica, pelo que deviam ser evitadas grandes oscilações na condução da política. Tal contribuiria para que os agentes económicos tivessem plena confiança de que o nível médio de preços se iria comportar conforme o esperado. Considerava, também, que a condição necessária para essa estabilidade de preços era preservar a flexibilidade nos preços e salários relativos como garantia de ajustamento dinâmico. Por fim, a política monetária devia servir para contrabalançar grandes perturbações do sistema económico surgido de outras fontes.

Donde, uma importante implicação de política resultante da crença de uma curva de Phillips vertical no longo prazo diz respeito à política de emprego. Para Friedman, um liberal convicto, a proposta keynesiana para combate ao desemprego (expansão da AD) estava errada pois só surtiria efeitos negativos em termos da estabilidade de preços. No seu artigo de 1968, Friedman exprimiu argumentos formais impressionantes contra a política de estabilização, quer de natureza discricionária quer como *feedback* automático, num pessimismo radical sobre as verdadeiras intenções dos governos de melhorar a situação económica²³. Pelo contrário, o autor propunha para combate ao desemprego medidas estruturais do lado da oferta que permitissem regular a taxa natural tais como medidas de flexibilização do mercado de trabalho, com um mínimo de regulação e intervenção estatal.

Abriu-se então uma nova área de investigação que veio a recolher desde então inúmeras contribuições: a análise de programas governamentais desinflationistas. Enquanto a literatura dos anos setenta salientou principalmente o papel das inconsistências de política e os mecanismos de inércia (como expectativas inflacionistas adaptativas e indexação salarial), os desenvolvimentos mais recentes focam, sobretudo, o papel da credibilidade das políticas e as suas interações com as expectativas relativas à sustentabilidade e capacidade das políticas estabilizarem as economias. Paralelamente, situa-se também nessa altura a emergência de um tema que veio a assumir alguma preponderância: a existência de um ciclo político²⁴.

²² O autor coloca esta afirmação como uma recomendação para evitar erros que tinham acontecido no passado. Assim, segundo Friedman, a Grande Depressão não teria ocorrido, ou teria sido menos severa, se as autoridades monetárias não tivessem cometido erros na condução da política monetária.

²³ Friedman sugeriu mesmo que a economia podia entrar numa depressão só pelo facto de existir o que chamou de “*peso problem*”. Ou seja, embora nenhum choque tivesse ocorrido, bastava a crença dos agentes económicos de que tal ocorreria (ou de que uma alteração há muito esperada não teria lugar) para que os salários nominais e o emprego desestabilizassem, enquanto tal crença estivesse viva. Adicionalmente, e por maioria de razões, a visão de Friedman e dos monetaristas rejeitava definitivamente o ênfase keynesiano sobre a política fiscal como sendo o maior instrumento de estabilização económica. A este propósito, veja-se BRUNNER (1970).

²⁴ Uma boa revisão dos temas relacionados com programas de desinflação e com o papel dos factores políticos na determinação das decisões de política económica é apresentada em AGÉNOR e MONTIEL (1996: Cap. 10 e 16).

Por fim, de referir, ainda, a ampla aceitação político-institucional que as teorias monetaristas tiveram em vários países, em particular no caso das economias americana e inglesa. Os bancos centrais levaram a cabo uma “experimentação monetarista” de combate aos aumentos da inflação que se seguiram ao 1º choque petrolífero de 73-74. Parece, contudo, que tais políticas foram mal sucedidas dado que a taxa de inflação cresceu fortemente durante tal período e decaiu apenas após a suspensão dessas medidas, tendo os países regressado à política tradicional de regular as taxas de juro²⁵. Assim, mais uma vez, a realidade mostrava a necessidade de avançar para novas estruturas teóricas que explicassem mais adequadamente os factos.

2.2. TEORIA NOVO-CLÁSSICA

A macroeconomia novo-clássica é, como o nome sugere, um renascimento da velha ortodoxia clássica. É também uma evolução da macroeconomia monetarista, da qual acolheu os elementos essenciais como a explicação monetária da inflação, a taxa natural de desemprego e a neutralidade da moeda.

Dentro desta corrente é usual uma distinção temática entre a 1ª vaga de macro-economistas, caracterizada pelos pressupostos de expectativas racionais e informação imperfeita e uma 2ª geração dos modelos de equilíbrio, que desloca o ênfase dos choques de natureza monetária para o lado real da oferta debruçando-se, sobretudo, sobre os efeitos da alteração das condições tecnológicas de produção.

2.2.1. 1ª GERAÇÃO DA NOVA ECONOMIA CLÁSSICA

Dentro da designada “1ª Geração da Nova Economia Clássica” destacam-se os trabalhos de Robert Lucas, Robert Barro, Thomas Sargent e Neil Wallace que, continuando a admitir mercados funcionando em concorrência perfeita e ajustamento instantâneo dos preços, tentam explicar porque se registam flutuações do produto e de outras variáveis reais provocadas por perturbações em grandezas nominais, num ambiente de expectativas racionais e de informação imperfeita²⁶.

²⁵ O que levou KALDOR (1985) a considerar que o monetarismo tinha falhado; não só era uma teoria fraca, como, se aplicada como política, era um desastre para as economias. Tal não era o entendimento de FRIEDMAN (1982), que atribuiu esta falha não ao monetarismo mas à incompetência das autoridades monetárias que não teriam aplicado correctamente os princípios monetaristas. Mais tarde, FRIEDMAN (1984) concluiria que uma análise correcta daquela experiência dera suporte à abordagem monetarista na medida em que confirmara a validade de algumas das suas proposições básicas, especificamente no que toca às relações entre moeda, rendimento, e preços; ou seja, a evidência apenas tinha reforçado o caso para uma política de crescimento monetário estável e previsível.

²⁶ Estes ingredientes básicos fornecem a razão para que as designações de “escola das expectativas racionais” ou “teoria da informação imperfeita” sejam frequentemente utilizadas para abranger a abordagem daqueles autores.

Os estudos daqueles autores produziram as que são consideradas como as proposições fundamentais desta 1ª vaga de novo-clássicos: (1) os desvios do produto em relação ao seu nível natural resultam de choques exógenos, sobretudo de alterações monetárias. Tais efeitos reais sobre a actividade económica devem-se unicamente a percepções imperfeitas (*misperceptions*) que os agentes têm sobre a natureza dos choques a que estão sujeitos e (2) apenas surpresas, ou seja, variações não esperadas nos preços ou no *stock* de moeda, terão efeitos reais sobre o *output*.

Estas duas proposições são implicações directas do modelo apresentado por LUCAS (1972; 1973) que, numa continuação do trabalho iniciado por Friedman e Phelps, forneceu a reinterpretção mais influente da curva da oferta agregada (AS – *Aggregate Supply*). A estrutura básica do modelo AS de Lucas assenta em pressupostos de tradição clássica, como mercados walrasianos e agentes maximizadores do lucro, adicionando a hipótese de expectativas racionais e informação imperfeita²⁷.

Os preços veiculam informação aos agentes para estes procederem à melhor escolha possível em termos do *output* a produzir. Isto conduz ao pressuposto importante sobre a estrutura do conjunto de informação disponível para os agentes económicos. É assumido que os produtores enfrentam um problema de “extracção do sinal”, ou seja, quando observam alterações no preço de mercado do seu produto não sabem se tal se deve a uma alteração da procura relativa do seu produto ou da procura nominal agregada. O seu problema consiste, pois, em extrair deste sinal informação sobre a resposta correcta, isto é, distinguir entre variações absolutas e relativas dos preços.

Com base nesta estrutura, Lucas deduziu a sua curva AS, a qual pode ser representada por uma equação do tipo:

$$(2.1) \quad y_t = y_t^n + \beta (p_t - E_{t-1}p_t)$$

Em que y_t , y_t^n e p_t são os logaritmos naturais do produto efectivo, do produto normal e dos preços, respectivamente. $E_{t-1}p_t$ designa o valor esperado para o preço, sendo a expectativa formada racionalmente, isto é, com base em toda a informação disponível no período $t-1$.

De salientar que o produto normal é definido como o nível de produto para o qual o nível de preços esperado iguala o preço efectivo e é, assim, análogo à taxa natural de desemprego. Por outro lado, a interpretação de (2.1) sugere que o produto efectivo só será superior ao seu nível natural quando o preço excede o valor previamente esperado²⁸.

²⁷ A hipótese de expectativas racionais na formação dos preços é atribuída a MUTH (1961), mas é com Lucas que esta hipótese ganha importância quando aplicada no entendimento das flutuações macroeconómicas. Por seu lado, o pressuposto de informação imperfeita é ilustrado numa versão adaptada da “parábola das ilhas”, cuja terminologia vem da discussão original de PHELPS (1969) e que Robert Lucas transformou numa linguagem da teoria económica moderna.

²⁸ O facto do produto apenas responder positivamente ao *gap* entre preços efectivos e esperados, explica porque esta curva também aparece referenciada como “*surprise supply curve*”. Desenvolvimentos em torno da dedução da curva AS de Lucas aparecem em várias publicações, entre as quais figuram BLANCHARD (1987b: 794-795), MCCALLUM (1989: 185-188), MCCALLUM (1990: 991-992), HEAP (1992: 26-29) e VANE e THOMPSON (1992: 130-133).

A incorporação da hipótese de expectativas racionais numa estrutura de *market clearing* foi olhada como o aspecto metodológico mais inovador introduzido por Lucas. Daí que o seu trabalho seja muitas vezes apelidado de revolucionário, marcando o fim da economia keynesiana e o nascimento da economia das “expectativas racionais”. De facto, a partir de então, este processo de formação das expectativas tornou-se a hipótese de trabalho da maioria dos estudos macroeconómicos²⁹.

O pressuposto de expectativas racionais teve implicações teóricas muito importantes, algumas delas muito críticas em relação à macroeconomia keynesiana que tinha negligenciado a formalização do papel das expectativas no comportamento dos agentes económicos.

Uma primeira implicação diz respeito à abordagem da curva de Phillips e à interpretação novo-clássica dos ciclos económicos. A teoria desenvolvida por Lucas via os ciclos económicos como causados principalmente por choques monetários, fazendo uma distinção entre flutuações monetárias antecipadas e não antecipadas. Apenas estas últimas é que seriam capazes de gerar desvios, de carácter transitório, do produto do seu nível natural - muito mais transitório do que era proclamado pelos keynesianos. Tal devia-se ao facto de, nos modelos keynesianos, o lento retorno do produto ao seu nível natural, através do mecanismo da curva de Phillips, advir do fraco ajustamento dos preços e salários. Mas, com expectativas racionais, tal ajustamento seria muito mais rápido, pois só ocorreria durante o tempo que os agentes precisavam para ajustar as suas expectativas de inflação aos valores efectivos, dado que os preços e salários supunham-se perfeitamente flexíveis. As flutuações no produto e no emprego, derivadas de instabilidade monetária, deviam-se ao facto da informação imperfeita levar a confundir perturbações monetárias com movimentos nos preços relativos. Logo, se as alterações monetárias fossem plenamente antecipadas nem chegariam a ter efeito sobre a actividade económica.

Assim, tal como o modelo monetarista, a escola novo-clássica prevê a não neutralidade monetária no curto prazo. Contudo, os resultados novo-clássicos são mais radicais do que os monetaristas na sua posição de que os preços equilibram todos os mercados continuamente³⁰. Desde logo, uma implicação lógica do pressuposto de contínuo *market-clearing* é a rejeição em absoluto da existência de desemprego involuntário. Também a sua posição em relação à teoria da taxa natural de desemprego foi mais extremada do que a dos monetaristas, na medida em que nem sequer admitiam a hipótese da taxa de desemprego descer abaixo de tal taxa, ainda que de forma provisória. Tal reflectia a sua visão dos ciclos económicos como “fenómenos de equilíbrio”.

²⁹ Vários autores, independentemente da escola de pensamento a que pertencem, reconheceram a importância do trabalho de Lucas como de grande impacto para o desenvolvimento da macroeconomia no último quarto de século. CHARI (1998) é uma boa referência para uma revisão pormenorizada do trabalho de Lucas e da sua influência na profissão.

³⁰ Veja-se TOBIN (1996: 37-38) para uma visão geral sobre os pontos de separação dos novo-clássicos em relação à corrente clássica e monetarista.

Esta teoria dos “ciclos económicos de equilíbrio” foi apresentada e desenvolvida, numa forma acessível, por LUCAS (1977). Nesta teoria, os preços e quantidades são tomadas como estando sempre em equilíbrio e os conceitos de procura e oferta excessivas não têm papel, sendo identificadas como magnitudes não observadas. Lucas definiu as regularidades dos ciclos económicos como “os co-movimentos entre diferentes séries temporais agregadas” e interpretou os ciclos económicos como “os movimentos do *trend* no Produto Nacional Bruto (PNB)”. Contudo, o que seria importante, na perspectiva de Lucas, não eram os ciclos económicos (que não exibiam regularidade nem no período nem na amplitude), mas antes as regularidades observadas nos co-movimentos ao longo do tempo das componentes cíclicas dos agregados económicos, às quais o seu modelo “*misperceptions*” se ajustava bem³¹. Concluiu, ainda, que os ciclos económicos eram parecidos entre países no que respeitava ao comportamento qualitativo dos co-movimentos entre as séries. Esta conclusão é atractiva e desafiadora no sentido que sugere a possibilidade de uma explicação unificada dos ciclos económicos fundada em leis gerais, em vez de características políticas ou institucionais específicas a países ou períodos particulares.

Será de realçar a semelhança entre esta visão dos ciclos económicos de equilíbrio e a teoria monetarista em relação à existência de um *trade-off* de curto prazo na curva de Phillips. A aproximação resulta não só porque os choques considerados são, essencialmente, monetários mas também porque os agentes económicos confundem alterações monetárias com alterações reais³². As duas abordagens divergem sobretudo devido à hipótese adoptada para o processo de formação das expectativas. Enquanto que para os monetaristas as expectativas são formadas por referência a eventos passados (hipótese de expectativas adaptativas) e, desta forma, as flutuações de curto prazo devem-se a erros sistemáticos cometidos nas previsões económicas, na abordagem novo-clássica, como as expectativas são formadas racionalmente, apenas dificuldades informacionais justificam os desvios temporários do produto de pleno-emprego.

Por seu lado, a distinção entre alterações antecipadas e não antecipadas na moeda representa uma diferença determinante em relação à abordagem anterior keynesiana e monetarista, que era feita em termos de curto e longo prazo, e serviu de tema a um número considerável de trabalhos empíricos. O suporte inicial veio do próprio LUCAS (1973), o qual notou que quando as flutuações monetárias se tornavam mais voláteis, os agentes prestariam mais atenção ao sinal de

³¹ Na p. 9 deste artigo, Lucas enumera as regularidades principais comuns a todas as economias descentralizadas: (1) um movimento conjunto no produto entre os sectores económicos; (2) movimentos na produção de bens duradouros para consumo e para produção com maior amplitude do que os dos bens não duradouros; (3) a produção e os preços dos bens agrícolas e recursos naturais com menor conformidade do que a média; (4) os lucros nos negócios em elevada conformidade e maior amplitude do que as outras séries; (5) os preços procíclicos; (6) as taxas de juro de curto prazo procíclicas e as de longo prazo ligeiramente procíclicas; e, (7) agregados monetários e medidas de velocidade procíclicas. A mesma conclusão é alcançada por LUCAS (1980), quando faz uma revisão sobre os desenvolvimentos da teoria do ciclo económico ao longo da história da teoria económica.

³² Esta sobreposição de alguns elementos monetaristas e novo-clássicos levou alguns autores a considerar que a 1ª geração da economia novo-clássica não passava de um desenvolvimento da corrente monetarista. Veja-se RUHL e LAIDLER (1998) para uma exposição das várias posições (contraditórias) sobre esta questão.

preços para tomar as suas decisões. Daqui foi directamente deduzido que os países com taxas de inflação voláteis teriam um produto mais estável. Mas, sem dúvida, que o grande apoio se deveu a BARRO (1978), o qual fundamentou os resultados obtidos por Lucas, nomeadamente quanto à proposição sobre a neutralidade da moeda esperada, demonstrando que as alterações não antecipadas na taxa de crescimento da moeda nos Estados Unidos da América (EUA) tinham exercido um forte impacto sobre o emprego e o produto, enquanto as alterações antecipadas tinham provocado efeitos irrelevantes³³.

Um resultado extremamente importante derivado do modelo “ciclo económico de equilíbrio” refere-se ao que ficou conhecido como “proposição da ineficácia de política económica” de Lucas, Sargent e Wallace. Esta proposição da impotência de política implicava que nenhuma política sistemática de gestão da procura agregada (do tipo keynesiano) teria um efeito determinante sobre o produto. Isto é, qualquer gestão da procura sistemática produziria movimentos na função AD que seriam antecipados pelos agentes económicos e, assim, incorporados nas suas expectativas, não operando efeitos reais sobre a actividade económica real. Adicionalmente, o único tipo de alteração política que geraria efeitos sobre o produto seria aquele que não podia ser previsto pelos agentes económicos, de carácter puramente aleatório. Consequentemente, apenas políticas “caprichosas” e não sistemáticas que provocavam surpresas no sector privado é que poderiam ser eficazes, levando a economia a desviar-se transitória e aleatoriamente do produto de pleno emprego.

Lucas usou também a sua teoria no sentido de mostrar que a política monetária óptima seria aquela que seguisse uma regra com uma taxa de crescimento monetário constante. Seguindo Friedman, LUCAS (1972: 119) referia que a política monetária óptima seria uma “*k-percent rule*”, demonstrando, em seguida, que se tal regra fosse seguida a alocação concorrencial seria um óptimo de Pareto. Mas, também neste ponto, o argumento novo-clássico contra o *fine-tune* keynesiano é mais devastador que o monetarista. No caso deste último, os *policy-makers* deviam limitar-se a regras passivas, porque as dinâmicas da economia eram complexas e instáveis e, assim, as autoridades monetárias nunca chegavam a saber o suficiente para “sintonizar” a economia. Os novos-clássicos vão para além disso, dizendo que, como os mercados estão sempre em equilíbrio, bastava que as autoridades monetárias fornecessem toda a informação de que dispunham aos agentes económicos, que estes seriam capazes de, racionalmente, a usar tão bem quanto os primeiros. Estes efeitos da hipótese de expectativas racionais no âmbito da política económica foram enfatizados no estudo empírico de SARGENT e WALLACE (1976)³⁴.

³³ O que motivou um grande número de estudos relacionando moeda antecipada e não antecipada com praticamente todas as variáveis concebíveis. Ainda recentemente, WALLACE (1997) confirmou que o tipo de efeitos de alterações qualitativas de curto e de longo prazo na moeda que são frequentemente observadas (nomeadamente, efeitos reais no curto prazo e nominais no longo prazo) se encaixavam bem nesta teoria.

³⁴ Em SARGENT (1987: Cap. 17) apresenta-se uma versão do modelo Sargent-Wallace para introduzir a literatura macroeconómica da proposição de ineficácia da política económica que, segundo Sargent, é o tema prático central que separa os economistas keynesianos dos não keynesianos.

Uma segunda implicação da hipótese de expectativas racionais para o ataque à política económica keynesiana refere-se à crítica formulada em LUCAS (1976). Neste artigo, Lucas criticou veementemente o tipo de modelos macroeconómicos usados no final dos anos 60, os quais consistiam num sistema de equações comportamentais, cada uma delas pensada como a formulação mais adequada para a tomada de decisões dos agentes, não incorporando explicitamente o processo de formação das expectativas. O autor fez notar o contrário, ou seja, que a maioria das relações comportamentais – consumo, investimento, oferta de trabalho, etc. – dependia de forma determinante das expectativas e daí que (e aqui reside a substância da crítica formulada por Lucas) os modelos macroeconómicos existentes não deviam ser usados sem restrições para efeitos de ajuda à definição das acções de política e sua avaliação, pois o que era efectivamente capturado por aqueles eram as relações entre variáveis económicas no passado sob o efeito de políticas passadas.

Não obstante irem aparecendo alguns resultados de estudos empíricos não consistentes com a crítica de Lucas³⁵, a recomendação do autor quanto à necessidade de produzir modelos macroeconómicos com escolha dinâmica e expectativas racionais para lidar com a complexidade das questões macroeconómicas, foi, em geral, bem acolhida no seio da profissão.

Uma outra implicação, não menos importante, da hipótese de expectativas racionais foi ter mudado a forma de encarar a política económica. A perspectiva de que as políticas deviam ser pensadas como regras levou a um programa de investigação influenciadora que usou técnicas da Teoria dos Jogos para entender as vantagens relativas da política com regras ou discricionária. Nomeadamente, a hipótese de expectativas racionais fez com que a economia fosse olhada como um conjunto de pessoas e empresas que tentam antecipar o que os *policy-makers* irão fazer e que reagem não só à política actual mas que também formulam expectativas sobre as políticas futuras. Daí a necessidade de utilizar ferramentas da Teoria dos Jogos para estudar as interacções estratégicas entre os “governantes” e a economia.

Esta literatura iniciou-se com a importante contribuição de KYDLAND e PRESCOTT (1977) relativamente ao problema da “inconsistência temporal da política óptima”. A tese defendida neste trabalho era que o controlo óptimo não resultava na maximização da função objectivo social, mesmo quando os *policy-makers* conheciam o *timing* e a magnitude dos efeitos das suas decisões. A ideia subjacente era que, como os agentes económicos formulavam as suas expectativas racionalmente, não era correcto que a política económica fosse encarada como o controlo de um sistema passivo, mas antes como um jogo entre o governo e o sector privado.

A principal implicação desta análise constitui um reforço do resultado novo-clássico de “impotência da política económica”. Nomeadamente, ao nível da taxa de inflação, o uso de

³⁵ Vejam-se os relativos ao teste empírico à mensagem central desta crítica conduzido por MANKIW *et al.* (1987), usando o caso da alteração de regime institucional nos EUA, quando, em 1914, foi introduzido o *Federal Reserve Bank* (Fed), o banco central americano.

políticas discricionárias não só iria aumentar os problemas informacionais do sector privado, sem produzir nenhum efeito sobre o produto, como também conduziria a taxas de inflação mais elevadas. Então, os autores propuseram, tal como o tinham feito Friedman e Lucas, que a política económica seguisse regras simples e facilmente entendíveis pelos agentes económicos.

Refira-se, por fim, a importância deste trabalho de Kydland e Prescott que, conjuntamente com o modelo simples de flutuações económicas de Lucas, continua a ser largamente usado na literatura sobre inconsistência temporal e a servir de base aos modelos usados para definição da política dos bancos centrais. Em particular, o resultado de que, na ausência de um pré-compromisso da política monetária, a taxa de inflação de equilíbrio pode ser ineficientemente elevada e o produto permanecer ao seu nível natural foi objecto de estudo por uma vasta literatura. Esta foi orientada para outros factores de alargamento da análise como ambientes estocásticos, vários períodos, informação assimétrica, múltiplos *policy-makers* ou vários países³⁶.

Quanto às críticas dirigidas aos modelos baseados em dificuldades informacionais, uma das linhas mais importantes que tem sido seguida assenta na ideia de que, nas economias desenvolvidas, as estatísticas monetárias sobre o nível de preços estão prontamente disponíveis e, sendo assim, não se percebe como é que elas serão mal entendidas pelos agentes (PLOSSER, 1990: 13). Da mesma forma, CHARI (1998: 180) considerava razoável supor que as pessoas se confundissem sobre as fontes de alterações de preços durante um curto período de tempo (3 a 4 meses), mas parecia difícil aceitar que continuassem mal informadas durante períodos de 2 ou 3 anos. Donde, a ideia de que as limitações informacionais têm um papel central na forma como a política monetária afecta o produto no mundo real foi largamente colocada de lado.

Também o mundo “Lucasiano” tem sido alvo de fortes ataques. O mais contundente foi desferido em relação à sua crença na “mão invisível” de Adam Smith, adaptada para a moderna teoria do equilíbrio geral, a qual fez com que muitas das complexidades do mundo real (violações aos pressupostos desta teoria) fossem omitidas da análise³⁷.

2.2.2. TEORIA DOS CICLOS ECONÓMICOS REAIS

A partir da década de oitenta, a investigação dos economistas novo-clássicos desviou-se do ênfase colocado nas perturbações monetárias ou nominais para o estudo dos efeitos provocados

³⁶ Entre tais estudos, destacam-se os de ROMER (1993a; 1998) e de TERRA (1998). Os trabalhos de Romer confirmaram empiricamente a previsão de Kydland-Prescott, descobrindo uma relação negativa robusta entre a abertura das economias e a inflação. Já Terra encontrou que o grau de abertura era empiricamente importante na determinação da inflação apenas para um grupo de países fortemente endividados com o exterior. Seriam precisamente tais países que, estando menos comprometidos com a política monetária, experimentariam maiores taxas de inflação.

³⁷ Veja-se TOBIN (1996: 10-12) para uma exposição de algumas dessas violações.

pela ocorrência de choques reais no andamento dos ciclos económicos. Daí a designação de “teoria dos ciclos económicos reais”³⁸.

O encorajamento à adopção da visão dos ciclos económicos reais veio de numerosos estudos teóricos e empíricos³⁹. As primeiras contribuições devem-se a KYDLAND e PRESCOTT (1982), NELSON e PLOSSER (1982), LONG e PLOSSER (1983), KING e PLOSSER (1984) e PRESCOTT (1986), as quais apresentaram modelos económicos reais puros dirigidos por choques sobre a produtividade. Numa linha descendente destes trabalhos figura, mais recentemente, o modelo de KING *et al.* (1988) e o de CHRISTIANO e EICHENBAUM (1992), os quais forneceram um exemplo de impulsos nos ciclos económicos que não só os tecnológicos, considerando, adicionalmente, impulsos do lado da procura provenientes de alterações nos gastos públicos.

Embora usando uma estrutura tipicamente novo-clássica (onde é central o pressuposto de perfeita flexibilidade dos preços e salários de forma a efectuarem o ajustamento no sentido do equilíbrio contínuo dos mercados), a teoria dos ciclos económicos reais apresenta, contudo, perspectivas divergentes relativamente à dos economistas da 1ª geração novo-clássica no que se refere à relação entre desemprego e inflação e à importância do mecanismo monetário nos ciclos económicos. Assim, nos modelos dos ciclos económicos reais não é adoptada qualquer especificação para a curva de Phillips porque se entende que não há, pura e simplesmente, tal relação entre inflação e desemprego, ou seja, não existe um mecanismo preço-salário que possa transmitir perturbações monetárias sobre o produto ou o emprego (MCCALLUM, 1990: 994). Isto acontece porque, considerando agora o outro aspecto de desacordo, alterações nominais não têm qualquer papel nas flutuações económicas sendo, consequentemente, ignoradas na análise.

Nos trabalhos da teoria dos ciclos económicos reais, a moeda foi “destronada” em favor dos choques reais, constituindo-se, assim, numa teoria alternativa do ciclo económico em relação a qualquer outra que veja a moeda (ou, em geral, os choques nominais) como fonte principal das flutuações da actividade económica real. Onde, a moeda é considerada neutral não apenas no longo como no curto prazo e as acções de política monetária não têm qualquer impacto significativo sobre as magnitudes do produto e do emprego agregados.

Para os defensores desta teoria, as flutuações económicas observadas na realidade são equilíbrios sequenciais ao nível do pleno emprego, que se movem prontamente em resposta a choques exógenos de carácter real, como alterações nas preferências dos consumidores (entre

³⁸ PHELPS (1991: xx) mostrou a sua preferência pela classificação alternativa de “Neo-Neoclassical School”, pois entendia que os economistas dos ciclos económicos reais tinham vindo restabelecer a teoria neoclássica - com o seu ambiente de plena informação, pleno emprego e crédito-puro – alargando-a a processos estocásticos.

³⁹ Veja-se MCCALLUM (1986: 398-400) para uma caracterização da teoria dos ciclos económicos reais e das razões que levaram alguns investigadores a abraçar esta hipótese; PLOSSER (1990: 14-27) para uma discussão da evidência empírica de apoio à visão da teoria dos ciclos económicos reais sobre o papel da moeda nos ciclos económicos e KYDLAND (1995: xiii-xv) para uma revisão dos modelos de ciclos económicos reais mais influentes.

trabalho e lazer ou entre consumo “presente” e consumo “futuro”), na tecnologia, na produtividade, na disponibilidade de recursos, na oferta, procura e preços externos. Assim, os modelos dos ciclos económicos reais assumem que o produto está sempre no seu nível natural e que todas as flutuações são movimentos no nível natural do produto e não para além desse nível. Donde, não há percursos distintos entre o produto potencial e efectivo.

Por outro lado, a inexistência de falhas de mercado implica que as variações no produto natural sejam respostas óptimas aos choques e não reflexo dessas mesmas falhas. Por outras palavras, considera-se que a economia reage sistematicamente aos choques passando de uma situação de bem-estar social para outra, reflectindo apenas uma alteração temporal no óptimo de Pareto, definido pelas decisões privadas individuais. Desta forma, as intervenções governamentais são prejudiciais pois, em última análise, só reduzirão o bem-estar colectivo. Logo, tal como acontecia nos modelos de informação imperfeita, as políticas anticíclicas são vistas como inoportunas e indesejáveis, reservando-se à política monetária apenas a função de assegurar a estabilidade da taxa de inflação ao mais baixo nível possível.

No campo do suporte empírico das ideias mais fortes da teoria dos ciclos económicos reais, ou seja, de choques monetários neutrais em todos os horizontes temporais e, consequentemente, da noção de que não há relação de Phillips entre desemprego e inflação, destacou-se o estudo notável e tão discutido de KYDLAND e PRESCOTT (1982). Os autores mostraram que várias correlações do ciclo económico podiam ser razoavelmente bem imitadas com um modelo de equilíbrio concorrencial, sem sector monetário nem governo, ou seja, não incluindo quaisquer variáveis nominais. A única fonte de perturbações era um choque tecnológico, composto por componentes *white noise* e autocorrelacionadas numa mistura que não podia ser observada pelos agentes (famílias e empresas), cujos efeitos se propagavam ao longo do tempo através do consumo, do investimento, e de outras decisões económicas, gerando ciclos na actividade económica agregada, quantitativamente semelhantes aos observados na realidade⁴⁰.

Adicionalmente, por um processo que designaram de “calibragem”⁴¹, Kydland e Prescott calcularam variâncias e correlações com o produto para várias variáveis (consumo, investimento, inventários, emprego homens/horas, ...) e compararam tais estimativas com os

⁴⁰ O procedimento seguido no cálculo da extensão de variações tecnológicas foi o proposto por SOLOW (1957), o qual tratou o nível tecnológico como um resíduo no âmbito da quantificação dos contributos dos factores produtivos para o crescimento económico. Os autores dos ciclos económicos reais utilizaram a ideia de Solow como base para a estimação das propriedades cíclicas da alteração do estado tecnológico. A investigação de PRESCOTT (1986) é notável no uso do resíduo de Solow com tal propósito.

⁴¹ A técnica de “calibragem”, usada pela primeira vez neste trabalho de Kydland e Prescott, tornou-se um processo de utilização recorrente entre os autores desta escola de pensamento. Em KING (1995: 74-82) o processo de calibragem é analisado e colocado em confronto com a metodologia econométrica, salientando a tensão central entre a teoria quantitativa e a econometria no processo de escolha entre parâmetros estimados ou calibrados.

valores efectivos trimestrais americanos no período 1950-79, considerando que se ajustavam e os descreviam bem⁴².

Este artigo de Kydland-Prescott pode ser visto como um descendente lógico do de LUCAS (1972), na medida em que ambos tomam seriamente a ideia de salientar uma força-chave condutora por detrás dos ciclos económicos, usando a melhor teoria económica disponível e tomando as suas implicações seriamente. Mas, seria mais tarde que KYDLAND E PRESCOTT (1990) tornariam operacional a definição de ciclo económico de Lucas. Segundo os autores, a definição de Lucas do ciclo económico (como desvios do PNB do seu *trend*) estava incompleta pois não definia *trend*. Tal conceito envolvia um estado de crescimento estacionário, caracterizado por um produto, consumo, investimento e *stock* de capital e salário real agregados em termos *per capita*, crescendo todos à mesma taxa que a tecnologia (KYDLAND e PRESCOTT, 1990: 8)⁴³.

Uma outra linha de argumentos empíricos pró-teoria dos ciclos económicos reais foi introduzida inicialmente por NELSON e PLOSSER (1982) e, subsequentemente, desenvolvida por KING e PLOSSER (1984). Com base nas propriedades univariadas das séries temporais do produto, do emprego e de outras séries reais agregadas, Nelson e Plosser concluíram que as flutuações na componente cíclica do produto (ou emprego) agregado eram pequenas se comparadas com as flutuações na componente *trend* desta variável e que a máxima extensão dos efeitos monetários sobre o produto (ou emprego) era limitada pela variabilidade da componente cíclica. Ora como, de acordo com a 1ª parte do argumento, esta era pequena, os autores formularam a sua proposição empírica mais importante de que os choques monetários não eram necessários para explicar as flutuações do produto. Este resultado foi alargado por outros autores dos ciclos económicos reais dizendo que choques reais eram suficientes para reproduzir os factos estilizados mais importantes dos ciclos económicos⁴⁴.

Posteriormente, a moeda e o sector bancário foram integrados no modelo básico da teoria dos ciclos económicos reais, nomeadamente com o trabalho de KING e PLOSSER (1984), o qual considerou a diferenciação entre *inside money* (“moeda interna”) e *outside money* (“moeda

⁴² Adicionalmente, estimaram que a fracção dos ciclos económicos que dependia dos choques tecnológicos era na ordem dos 50%. Tal resultado foi alterado posteriormente em KYDLAND e PRESCOTT (1991), para um grau de importância superior: cerca de 2/3 das flutuações económicas americanas no período pós-guerra da Coreia teriam sido devido à variação no parâmetro tecnológico de Solow! Tal perspectiva foi criticada por vários autores, entre os quais MCCALLUM (1986: 400) que considerava que o modelo de Kydland-Prescott fornecera pouca evidência em favor da hipótese dos ciclos económicos reais por duas ordens de razões: (1) não tinham sido realizados ou propostos nenhuns testes para a proposição de que a adição de variáveis monetárias não aumentaria o poder explicativo do modelo e (2) os resultados de Kydland-Prescott não mostraram que choques tecnológicos são adequados para gerar as flutuações económicas efectivamente observadas. Segundo McCallum, a única coisa que os autores fizeram foi simplesmente escolher a variância do choque tecnológico de forma a ser consistente com a variabilidade observada no PNB.

⁴³ Neste artigo, Kydland e Prescott apresentaram os factos-chave dos ciclos económicos dos EUA entre 1954 e 1989: (1) as principais componentes do produto com movimento conjunto ao longo do ciclo; (2) o investimento em bens de consumo e de produção duradouros com maiores desvios e por mais tempo do que a despesa em bens não duradouros; (3) todas as medidas do *stock* monetário eram grandemente procíclicas; e, (4) contrariamente a uma crença comum (também registada por LUCAS, 1977), o nível de preços comportara-se contracíclicamente.

⁴⁴ Foi o caso de LONG e PLOSSER (1983), os quais apresentaram um modelo onde as perturbações monetárias foram ignoradas deliberadamente.

externa”), ou seja, entre os depósitos bancários e a base monetária, respectivamente. Segundo King e Plosser, a correlação observada entre a moeda e os movimentos nos agregados reais surgia como um resultado da função reacção do banco central, isto é, afirmavam a existência de uma autocorrelação positiva entre moeda e actividade real mas em que o sentido era de causalidade inversa - da actividade real para a moeda e para o sector bancário. É de notar aqui a diferença da abordagem da teoria dos ciclos económicos reais face à 1ª geração de novo-clássicos: enquanto que para a 1ª geração de novo-clássicos a divisão relevante é entre “moeda antecipada” versus “moeda não antecipada”, para os da 2ª geração a distinção a efectuar é entre “moeda interna” versus “moeda externa”.

Nos finais dos anos oitenta, como foi acima referido, a investigação dos ciclos económicos reais inseriu outro tipo de impulsos nos ciclos económicos que não os tecnológicos. Os trabalhos de KING *et al.* (1988) e de CHRISTIANO e EICHENBAUM (1992) foram pioneiros a considerar os impulsos reais provenientes da política fiscal. Os resultados obtidos com a adição à estrutura teoria dos ciclos económicos reais de choques da AD resultantes de movimentos estocásticos no consumo governamental traduziram-se numa melhoria da performance empírica dos modelos dos ciclos económicos reais. Nomeadamente, Christiano e Eichenbaum concluíram que a junção de choques nos gastos do governo teria sido responsável pelo desaparecimento de algumas inconsistências dos modelos anteriores da teoria dos ciclos económicos reais, como seja a forte correlação positiva entre horas de trabalho e produtividade média (contrafactual com a evidência).

Posteriormente, uma linha de investigação substancial seguiu estes modelos no ênfase sobre o papel importante dos choques reais, tecnológicos e de política fiscal como impulsos do ciclo económico, aplicando-os a outras economias que não a americana⁴⁵.

As características positivas dos modelos desenvolvidos no âmbito da teoria dos ciclos económicos reais - elegância formal, forte fundamentação microeconómica e o seu carácter dinâmico - levaram a que fossem largamente utilizados em trabalhos empíricos. Não obstante, a análise das flutuações económicas realizada pela abordagem dos ciclos económicos reais é altamente controversa. Atribuem-se-lhe limitações e críticas importantes, que podem ser usadas como argumentos para retirar importância às suas contribuições no entendimento das flutuações cíclicas da economia.

A crítica mais forte dirigida a estes modelos consiste na utilização do resíduo de Solow para medir os choques tecnológicos. Existe evidência significativa de que as variações de curto prazo nesta componente residual podem reflectir outras alterações para além das tecnológicas como, por exemplo, uma resposta endógena do resíduo a choques de política económica, a variações nos custos de produção, a mudanças na regulamentação sobre a natureza das relações entre empresas e trabalhadores, a crises no processo de intermediação financeira, ou a outros factores. Ou seja, a estimativa da fracção dos ciclos económicos que é motivada por choques tecnológicos depende não só destes, mas também das características do mercado que fornecem os

⁴⁵ Salienta-se, aqui, o estudo de CORREIA *et al.* (1992) das características mais importantes dos ciclos económicos portugueses, no período 1958-1989, com base no modelo padrão de economia fechada de KING *et al.* (1988).

mecanismos de propagação de tais choques⁴⁶. Adicionalmente, também a assumida exogeneidade dos choques de produtividade, um dos elementos base para a validade dos resultados dos modelos dos ciclos económicos reais, foi posta em causa⁴⁷.

Uma outra crítica, relacionada com a primeira, versa a característica central destes modelos. Ao colocarem o ênfase nos choques reais como responsáveis pelas alterações na actividade económica, tais modelos desprezam o papel das perturbações monetárias. Esta posição é contrária a outras teorias (como as de inspiração keynesiana) que atribuem efeitos reais importantes aos choques monetários. Se estas teorias estiverem correctas, então os modelos dos ciclos económicos reais omitem uma peça central no entendimento das flutuações económicas.

Uma terceira objecção está relacionada com o comportamento de perfeita flexibilidade do mecanismo de preços e com o pressuposto associado de concorrência perfeita ao nível agregado. Donde, também é susceptível de crítica a forma de cálculo da produtividade total do factor pelo método desenvolvido por Solow, ao igualar o preço ao custo marginal, sem adequada fundamentação empírica⁴⁸.

A consciência da justeza destas críticas, ou de parte delas, levou a que recentemente se tenha verificado uma tentativa de integração nos modelos dos ciclos económicos reais de outras visões sobre as flutuações económicas, nomeadamente da novo-keynesiana. Assiste-se, assim, a um esforço de reconciliação entre as duas escolas, consumado na inserção de elementos novo-keynesianos na abordagem dos ciclos económicos reais como: rigidez real no mercado de trabalho, rigidez nominal e concorrência imperfeita no mercado do produto e variações exógenas no stock monetário⁴⁹.

⁴⁶ Considerações do tipo *labor hoarding* no mercado de trabalho americano foram investigadas por BURNSIDE *et al.* (1992), obtendo evidência de que uma grande parte dos movimentos no resíduo de Solow no período pós-guerra não se tinham devido a alterações tecnológicas mas antes a comportamento do tipo *labor hoarding*. Desta forma, este estudo veio dar corpo à ideia anteriormente ventilada por SUMMERS (1986), segundo a qual medidas empíricas na variação do factor produtividade total eram “contaminadas” pelo fenómeno “reserva de trabalho”, e que, consequentemente, impulsos da AD podiam também gerar uma medida de produtividade procíclica.

⁴⁷ Por exemplo, a evidência empírica encontrada por EVANS e SANTOS (1993), numa extensão do trabalho realizado por EVANS (1992), numa análise aos choques de produtividade para o grupo dos sete países mais industrializados do mundo (G7), foi no sentido da endogeneidade dos choques. Tal descoberta foi interpretada como sustentando a investigação que argumenta que os resíduos de Solow são contaminados por considerações *labor hoarding*, utilização de capacidade variável ou rendimentos crescentes.

⁴⁸ HALL (1986b), por exemplo, num estudo que abarcou todos os sectores da indústria americana, encontrou *markups* superiores à unidade para a maioria daqueles, concluindo pela existência de um poder de mercado significativo.

⁴⁹ Quanto à introdução de rigidez real salarial, destaca-se o trabalho muito citado de DANTHINE e DONALDSON (1990), inovador porque, pela 1ª vez, abriu um modelo dos ciclos económicos reais a considerações não walrasianas e, reciprocamente, submeteu algumas construções não walrasianas à disciplina dos ciclos económicos reais. Ainda ao mesmo nível, destacam-se BURNSIDE *et al.* (1992) no uso de técnicas da teoria dos ciclos económicos reais para estudar os efeitos do fenómeno *labor hoarding* sobre a medida de Solow dos choques tecnológicos. Para o mercado do produto, ROTEMBERG e WOODFORD (1992) propuseram um modelo de equilíbrio geral dinâmico, idêntico aos usados na literatura dos ciclos económicos reais excepto no pressuposto aí inserido de que as empresas tinham comportamento oligopolista. Seguindo a mesma direcção de síntese entre o modelo básico dos ciclos económicos reais e a macroeconomia novo-keynesiana, HAIRAUT e PORTIER (1993), além de oferecerem uma boa revisão da literatura sobre o tema, estudaram empiricamente os efeitos de choques reais e monetários num contexto de concorrência monopolística com rigidez nominal e moeda na função utilidade, aplicando os métodos de validação empírica propostos pela teoria dos ciclos económicos reais sobre os dados das economias francesa e americana.

2.3. A ESCOLA NOVO-KEYNESIANA

A partir de finais dos anos setenta, um grande número de autores veio retomar alguns dos ensinamentos do keynesianismo tradicional. A investigação destes economistas dirigiu-se, essencialmente, à procura de fundamentos microeconómicos rigorosos para a rigidez de preços nos vários mercados, assumida na sua análise dos ciclos económicos. Este corpo de pesquisa foi definido pelo adjetivo “novo-keynesianismo”, numa clara contraposição ao principal paradigma seu concorrente no debate macroeconómico – o novo-clássico.

Contudo, como o termo “macroeconomia novo-keynesiana” tem sido usado na literatura para descrever múltiplos caminhos de investigação (às vezes discordantes uns com os outros em muitas questões económicas e políticas importantes), começamos por apresentar alguns desenvolvimentos em torno da definição de novo-keynesianismo.

De seguida, dirigimos a nossa atenção para uma das preocupações centrais na agenda de investigação novo-keynesiana: a explicação dos fenómenos de rigidez dos preços nos vários mercados. Interessava-nos, assim, apresentar as diversas explicações para a rigidez de preços e salários e as suas implicações sobre a evolução das variáveis reais (como o produto e o emprego) ao longo do ciclo económico⁵⁰. Embora não seja indiferente isolar os vários fenómenos de rigidez dadas as fortes interações entre eles, para maior facilidade de análise, procedemos a uma dupla distinção, abordando em separado a rigidez do tipo nominal e a do tipo real, nos mercados do trabalho e do produto⁵¹. Por último, a nossa análise incide sobre os recentes desenvolvimentos novo-keynesianos no âmbito dos mercados financeiros.

2.3.1. NOVO-KEYNESIANISMO: O QUE É?

A expressão entrou em uso nos *textbooks* no início dos anos oitenta, sendo PARKIN (1986) o primeiro autor a utilizá-la. Posteriormente foi popularizada nos trabalhos de revisão da bibliografia novo-keynesiana elaborados, entre outros, por ROTEMBERG (1987), BALL *et al.* (1988), GORDON (1990), MANKIW e ROMER (1991) e SNOWDON e VANE (1995).

Existem algumas dificuldades relativas à definição precisa de “economia novo-keynesiana”, pois o termo “keynesiano” tem vindo a assumir diferentes significados para pessoas diversas e porque a literatura que recebeu a designação de “keynesiana” é extensa e não oferece uma visão única de como a economia funciona. Não é, pois, de admirar que os economistas

⁵⁰ Os artigos de GORDON (1981; 1990) e, mais recentemente, de TAYLOR (1998) fornecem uma boa revisão da bibliografia novo-keynesiana sobre as fontes de rigidez, evidenciando o papel dos preços e salários nas flutuações macroeconómicas.

⁵¹ Em GORDON (1990: 1139) refere-se, consistentemente, que são requeridas duas distinções centrais para sumariar o trabalho novo-keynesiano recente. A primeira entre fixação de preços nos mercados do produto e fixação salarial nos mercados de trabalho; a outra entre rigidez nominal e real. Por seu lado, BALL e ROMER (1990) demonstraram a existência de importantes interações entre as várias dimensões da rigidez, em ambos os mercados.

proponham respostas diferentes a esta questão⁵².

A visão partilhada pela maioria dos autores é que a característica essencial da macroeconomia novo-keynesiana assenta no seu pressuposto de ausência de um equilíbrio contínuo dos mercados. Daí que os desenvolvimentos desta corrente de pensamento tenham respeitado, essencialmente, à procura de modelos rigorosos e convincentes de rigidez dos salários e/ou de preços baseada sobre comportamento maximizador e expectativas racionais. Este objectivo, por sua vez, explica porque os maiores esforços dos novo-keynesianos se dirigiram para a exploração das várias fontes de rigidez de preços nos vários mercados⁵³.

A abordagem novo-keynesiana tentou adaptar teorias microeconómicas que pudessem justificar consistentemente os fenómenos macroeconómicos do desemprego, flutuações do produto e racionamento de crédito, observados nas economias reais. Inseriram nos seus modelos um conjunto de pressupostos não-walrasianos: informação imperfeita, custos de ajustamento, externalidades, informação assimétrica, desvios da racionalidade e falhas na coordenação dos mercados.

A opção por uma abordagem de concorrência imperfeita insere-se numa estratégia de adequação da microeconomia a um ambiente macroeconómico de fenómenos de rigidez de preços, salários e taxas de juro, cujas bases microeconómicas clássicas - de mercados perfeitos, agentes optimizadores racionais, expectativas racionais e sem problemas de selecção adversa ou *moral hazard* - eram incapazes de explicar adequadamente. Esta procura de fundamentos microeconómicos específicos a uma “macroeconomia dos desequilíbrios” surge também como uma resposta à crítica da escola novo-clássica à análise keynesiana tradicional⁵⁴.

Quanto ao processo de modelização das expectativas, registou-se um certo consenso. A maioria dos novo-keynesianos adoptaram o pressuposto de expectativas racionais e, aceitando os desenvolvimentos em torno da relação de Phillips, aderiram à hipótese da taxa natural de desemprego⁵⁵.

⁵² As comunicações de MANKIW (1993), ROMER (1993b), GREENWALD e STIGLITZ (1993b), TOBIN (1993) e KING (1993), no *Symposium do The Journal of Economic Perspectives* subordinado ao tema “A Economia Keynesiana Hoje”, oferecem uma variedade de perspectivas em relação ao ressurgimento recente das ideias keynesianas, as quais têm caracterizado o debate da teoria económica durante as últimas duas décadas.

⁵³ Conforme a opinião de, entre outros, GREENWALD e STIGLITZ (1987: 120), GORDON (1990: 1116 e 1173), GREENWALD e STIGLITZ (1993b: 25) e SNOWDON e VANE (1995: 49).

⁵⁴ A qual incidia, precisamente, na necessidade de modelos com bases microeconómicas sólidas. Como é referido em MANKIW (1988b: 441-443) e SMITH II (1997: 215-218), os autores novo-keynesianos, em geral, reconheceram a justeza de tal crítica. Assim, deste ponto de vista, as contribuições novo-clássicas tiveram um efeito benéfico sobre o desenvolvimento da teoria económica, pois permitiram a construção de outras visões macroeconómicas, assentes em novas bases microeconómicas sobre o funcionamento dos mercados do trabalho, do produto e do capital.

⁵⁵ Alan Blinder, um novo-keynesiano representativo, assumiu uma posição divergente, incluindo-se no grupo dos keynesianos modernos que têm dúvidas quanto a tomar a hipótese de expectativas racionais como o pressuposto inicial correcto sobre o processo de formação das expectativas e a aceitar que a economia se possa equilibrar com pleno-emprego. BLINDER (1987: 131) afirmou mesmo ser contra a hipótese de expectativas racionais que, para além das dificuldades empíricas, também apresentaria fraquezas teóricas, como o facto de poder gerar equilíbrios múltiplos. Neste grupo de críticos à hipótese da taxa natural de desemprego figuram também, como veremos adiante, aqueles autores que defendem a existência de efeitos de histerese na experiência de desemprego europeu.

Uma das grandes clivagens entre as duas escolas situa-se, sem dúvida, ao nível do debate sobre o papel e a eficácia das políticas económicas no andamento dos ciclos económicos. A adopção do pressuposto clássico de que os mercados estavam em contínuo equilíbrio tinha implicado directamente as conclusões que não existia desemprego involuntário e que políticas de estabilização macroeconómica podiam ser ineficazes e contraproduativas⁵⁶. Pelo contrário, vários autores colocaram, precisamente, os novo-keynesianos como os defensores do papel da política monetária e fiscal nas flutuações da AD, considerando que a principal inovação era a sua proposição de que, mesmo num contexto de expectativas racionais, a tese novo-clássica de que a política monetária é ineficaz, era ainda assim não suportada dado a indeterminação de alguns salários, alguns preços, ou ambos (PHELPS, 1991: xvii-xviii).

Donde, a macroeconomia novo-keynesiana é também caracterizada como aquela que foi desenvolvida com o objectivo de defender uma política governamental activa. Esta deverá actuar quando a procura agregada está demasiado baixa ou se acredita que o desemprego é elevado e tende a aumentar. Já no que respeita ao tipo de instrumentos a utilizar - fiscais ou monetários – a resposta não tem sido clara. Reconhece-se, contudo, que a política fiscal tem tendência a actuar com maiores desfasamentos do que a monetária e, daí, a maior utilidade da política monetária como factor de estabilização económica⁵⁷. Para MANKIW e ROMER (1991), os novo-keynesianos ao introduzirem as imperfeições microeconómicas nos seus modelos para explicarem a não neutralidade monetária ao nível macroeconómico vieram, de certa forma, dar suporte também ao monetarismo. Neste sentido, a visão monetarista estaria até mais próxima da novo-keynesiana do que da teoria dos ciclos económicos reais⁵⁸.

Relativamente à escola novo-clássica, os novos keynesianos estão mais perto de Lucas e dos seguidores da sua teoria de “informação imperfeita” do que da teoria dos ciclos económicos reais. A diferença, em relação aos primeiros, é que para os novo-keynesianos, no curto prazo, não só as variações monetárias não antecipadas terão efeitos reais e um impacto reduzido sobre os preços, como também as previstas pelos agentes. Em relação à teoria dos ciclos económicos reais, os novo-keynesianos opuseram-se e debateram fortemente o seu pressuposto de um único e estável equilíbrio de mercado em que não haveria qualquer papel para políticas de estabilização, dado que as flutuações do produto e do emprego não eram mais do que respostas eficientes a choques reais.

No entanto, esta pretensa posição comum dos economistas novo-keynesianos sobre a eficácia relativa da política fiscal e monetária não parece ser totalmente correcta. De facto, existem alguns autores ditos “novo-keynesianos” que discordam sobre a potência relativa da

⁵⁶ Alguns autores, entre os quais WOJICK e PERNECKY (1994: 295), sustentaram mesmo que o objectivo último da teoria novo-clássica era demonstrar que a intervenção activa do governo era ineficaz e desnecessária.

⁵⁷ Veja-se MANKIW e SUMMERS (1986).

⁵⁸ MANKIW e ROMER (1991: 3) realçaram esta ideia com a afirmação de que “(...) muita da macroeconomia novo Keynesiana podia também ser chamada de economia novo monetarista”.

política económica ou até da sua “bondade”⁵⁹.

Aliás, a questão de “se” e “quando” o governo deve intervir na prática económica é muito complicada e vai para além de meras considerações de natureza económica. Isto porque, por um lado, reconhece-se que muitas vezes o governo reage tardia e contraproduktivamente sobre o ciclo económico. Por outro, começou a formar-se a ideia de que, frequentemente, as políticas macroeconómicas são regidas em função dos ciclos eleitorais. Daí que este tema seja, normalmente, abordado no contexto das relações estratégicas entre governantes e eleitores, ou mesmo nos jogos entre os partidos políticos. Esta perspectiva dos “ciclos económicos políticos” reforça o argumento a favor da imposição de restrições sobre a actuação dos *policy-makers*.

Resumindo: afinal o que é a economia novo-keynesiana?

Se aceitarmos a proposta de MANKIW e ROMER (1991: 2-3) e de ROMER (1993b: 20-22), classificaríamos como tal a única abordagem que responde afirmativamente aos dois conjuntos de questões sobre as flutuações económicas:

- (1) A teoria viola a dicotomia clássica? As flutuações nas variáveis nominais têm efeitos sobre as variáveis reais, tais como o produto e o emprego?
- (2) A teoria assume que as imperfeições reais de mercado na economia são essenciais para o entendimento das flutuações económicas? São tais considerações, como a concorrência imperfeita, a informação imperfeita e a rigidez nos preços relativos, centrais à teoria?

É certo que outras teorias macroeconómicas mais antigas também rejeitaram a dicotomia clássica entre a economia real e nominal. Contudo, apenas a novo-keynesiana enfatizou devidamente as imperfeições reais. Daí que a preocupação com as interações entre imperfeições reais e nominais seja uma aspecto distintivo da economia novo-keynesiana.

Nas duas subsecções que se seguem expomos as diferentes teorias novo-keynesianas explicativas da ocorrência de rigidez do tipo nominal e real, autonomizando, dentro de cada uma delas, o mercado de trabalho e o mercado do produto.

Para distinguir os dois tipos de rigidez, consideramos que a rigidez nominal ocorre quando os preços nominais - dos produtos e do trabalho - não respondem com variações proporcionais às alterações na procura nominal (HEAP, 1992: 103), ou ainda, se os preços e os salários nominais não se ajustam rapidamente a alterações recíprocas (BLANCHARD, 1987a: 57). Por seu lado, a rigidez real envolve a noção de “relatividade”, ou seja, a resistência de um preço acompanhar a evolução de outro preço, de um salário em relação a outro salário, ou de um preço relativamente a um salário (GORDON, 1990: 1139).

⁵⁹ PHELPS (1991: xxi-xxiii) categorizou a existência de um ramo estruturalista dentro da economia novo-keynesiana, onde o ênfase cai sobre modelos não monetários. Tal designação “estruturalista” foi escolhida (na falta de outra melhor) por PHELPS (n.d), que situou o seu aparecimento no início dos anos 80. O *paper* de MALINVAUD (1982) foi o primeiro representante bem sucedido no âmbito deste paradigma, apresentando um modelo de rigidez do salário real e ausência de inércia salarial nominal.

2.3.2. RIGIDEZ NOMINAL

No mercado de trabalho, a rigidez dos salários nominais é atribuída à existência de compromissos contratuais, que impedem as empresas de ajustar os salários nominais a alterações da procura.

No mercado do produto, a fundamentação para a rigidez nominal dos preços é dada no contexto dos modelos *menu costs*, explorando a ligação entre a existência de pequenos custos de ajustamento dos preços e a inércia destes na resposta a choques da procura.

2.3.2.1. MERCADO DO TRABALHO

No âmbito da investigação sobre a rigidez nominal dos salários distinguem-se os modelos de FISCHER (1977) e de TAYLOR (1979), com ajustamento escalonado dos salários (modelos *staggered contracts*)⁶⁰, elaborados com o objectivo de demonstrar, num contexto de expectativas racionais e rigidez nominal, as potencialidades da política económica (em particular, da monetária) na estabilização da economia.

Nos modelos de Fischer e de Taylor pressupõe-se que os salários são fixados por compromissos ou contratos para vários períodos. Em cada período, uma determinada fracção dos contratos expira o prazo e têm de ser celebrados novos contratos, podendo haver sobreposição de contratos diferentes.

O modelo usado por FISCHER (1977), com contractos escalonados para um período, compreendia três elementos: uma equação AD (2.2), uma equação AS (2.3) e uma regra de comportamento salarial (2.4).

$$(2.2) \quad y_t = (m_t - p_t) - v_t$$

$$(2.3) \quad y_t = - (w_t - p_t) + u_t$$

$$(2.4) \quad w_t = E_{t-1} p_t$$

Nesta estrutura assume-se que a AD é função dos encaixes monetários reais ($m_t - p_t$), com elasticidade unitária constante e está sujeita a um choque de procura aleatório (v_t). A AS é uma função decrescente do salário real ($w_t - p_t$) e é afectada por um choque estocástico real (u_t). A identidade (2.4) é de grande importância pois define a forma como é fixado o salário nominal para o período t . Este é tratado como predeterminado, no sentido em que o seu comportamento passado é conhecido no início de t , enquanto que o produto e o nível de preços são ajustados durante o

⁶⁰ Estes modelos são revistos, com algum detalhe, em BLANCHARD (1987b: secção 3.1). O destaque aqui dado ao modelo de FISCHER (1977) prende-se com a sua relevância no âmbito da fundamentação teórica dada à nossa modelização empírica do capítulo 6, onde avaliamos o grau relativo de inércia dos preços e salários em Portugal.

período corrente. O salário que vai vigorar no período t (w_t) é fixado racionalmente, com base em toda a informação disponível no início de t ou, equivalentemente, no final de $t-1$ ($E_{t-1} p_t$)⁶¹, de forma a atingir um salário real e um emprego constantes.

Os termos aleatórios seguem um processo autoregressivo de 1ª ordem [AR(1)]:

$$(2.5) \quad u_t = \rho_1 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad |\rho_1| < 1$$

$$(2.6) \quad v_t = \rho_2 v_{t-1} + \eta_t \quad |\rho_2| < 1$$

Onde ε_t e η_t são processos “ruído branco”, isto é, de média nula e variância constante.

Aplicando a mecânica de resolução de modelos lineares com expectativas racionais, obtém-se:

$$(2.7) \quad y_t = u_t - \frac{1}{2} (\varepsilon_t + \eta_t)$$

De (2.7) conclui-se que o nível do produto só será afectado por choques correntes que não podem ser previstos nem pelo público nem pelas autoridades monetárias e, como tal, não poderão ser eliminados por políticas económicas⁶².

Se, alternativamente, o modelo for resolvido expressando o *output* em função da moeda, chega-se à seguinte expressão:

$$(2.8) \quad y_t = u_t + \frac{1}{2} \{ (m_t - E_{t-1} m_t) - [(u_t + v_t) - E_{t-1} (u_t + v_t)] \}$$

Logo, o modelo com contratos salariais a vigorar por apenas um período gera um resultado de neutralidade monetária sobre o comportamento do produto real. Choques da procura (nomeadamente monetários) e da oferta apenas afectarão o produto se forem não antecipados.

Sendo assim, só se as autoridades monetárias detiverem mais informação do que os *wage-setters* é que a política de estabilização poderá desempenhar um papel relevante na economia. Neste sentido, o modelo confirma o resultado de irrelevância da regra monetária sobre o comportamento do produto obtido por SARGENT e WALLACE (1976).

Num segundo modelo, Fischer injecta um elemento de maior rigidez no comportamento do salário nominal, admitindo que os contratos salariais são elaborados para vigorar por dois períodos. A preferência por contratos de longo prazo é justificada porque, para além da

⁶¹ Ao longo deste trabalho utilizaremos a notação $E_{t-i} x_{t+j}$, com $i \geq 0$ e $j \geq 0$, para denotar a expectativa racional, formada no período $t-i$ para uma variável qualquer x_{t+j} .

⁶² Usando um modelo estritamente relacionado com este, mas com preços e salários rígidos, PHELPS e TAYLOR (1977) concluíram que a política monetária, mesmo se sistemática e correctamente antecipada pelos agentes, podia influenciar a estabilidade do produto. Mais, uma regra monetária passiva, em que a oferta monetária não respondesse ao estado da economia, seria geralmente ineficiente.

preocupação da manutenção de um salário real constante, os agentes económicos evitam incorrer em pequenos custos associados a negociações frequentes dos salários (*menu costs*).

Supõe-se então que, no final de t , metade da força de trabalho irá fixar o seu salário nominal para vigorar para os dois períodos seguintes, $t+1$ e $t+2$. Como não se admite crescimento económico, o salário fixado será igual à expectativa do nível de preços para esses períodos, de forma a que o salário real seja constante.

Com este novo pressuposto, o modelo transformado é composto por três equações⁶³:

$$(2.9) \quad y_t = (m_t - p_t) - v_t$$

$$(2.10) \quad y_t = -\frac{1}{2} [(w_t - p_t) + (w_{t-1} - p_t)] + u_t$$

$$(2.11) \quad w_t = E_{t-1} p_t ; w_{t-1} = E_{t-2} p_t$$

No período t existem dois salários a vigorar na economia: metade das empresas paga o salário w_t , fixado no contrato de trabalho estipulado no final de $t-1$, e a outra metade paga o salário w_{t-1} , que ficou estabelecido no contrato celebrado no final de $t-2$. Assim, a AS é função do salário real médio em t (correspondente à média ponderada dos dois salários coexistentes em t). Por sua vez, os salários nominais são iguais à expectativa do nível de preços corrente baseada na informação disponível ao tempo em que o salário é fixado, de forma a atingir, em termos de valor esperado, um salário real constante em cada um dos períodos.

Resolvendo o modelo para o *output* sob expectativas racionais, vem:

$$(2.12) \quad y_t = \frac{1}{2} \left[\frac{1}{3} (m_t - E_{t-1} m_t) + \frac{2}{3} (m_t - E_{t-2} m_t) \right] + \left\{ -\frac{1}{3} [(u_t + v_t) - E_{t-1} (u_t + v_t)] - \right. \\ \left. - \frac{2}{3} [(u_t + v_t) - E_{t-2} (u_t + v_t)] \right\} + u_t$$

Tal como em (2.8), o produto continua a depender apenas da moeda não antecipada e dos choques da oferta e da procura. Mas, agora, a moeda não antecipada é igual ao *stock* de moeda menos uma média ponderada da moeda antecipada em $t-1$ e em $t-2$. Isto implica que os efeitos de uma alteração monetária sobre o produto agregado se fazem sentir por dois períodos. Mais importante ainda é que a política monetária baseada unicamente sobre a informação disponível no início de t pode atenuar as flutuações da actividade económica. Esta conclusão está implícita na solução final para o produto, que é obtida utilizando (2.5) e (2.6) e uma regra de condução da política monetária do tipo:

$$(2.13) \quad m_t = \sum_{i=1}^{\infty} a_i u_{t-i} + \sum_{i=1}^{\infty} b_i v_{t-i} ;$$

⁶³ Em relação ao modelo de fixação salarial para um período, apenas se manteve inalterada a equação da AD, sendo (2.2) = (2.9).

Em (2.13) assume-se que os parâmetros a_i e b_i da regra de oferta monetária não têm efeito sobre o comportamento do produto para $i \geq 2$. Finalmente, o produto virá:

$$(2.14) \quad y_t = \frac{1}{2} (\varepsilon_t - \eta_t) + \frac{1}{3} [(a_1 + 2\rho_1) \varepsilon_{t-1} + (b_1 - \rho_2) \eta_{t-1}] + \rho_1^2 u_{t-2}$$

A condução da política monetária vai, assim, afectar o comportamento do *output* porque, como os salários nominais são rígidos por dois períodos, a autoridade monetária tem tempo para reagir a nova informação acerca das perturbações económicas recentes, podendo actuar quando as condições da economia se alteram (mudando a_1 e b_1). Desta forma, o modelo de dois períodos sustenta o argumento em favor da adopção de políticas activas de estabilização do produto.

O modelo de TAYLOR (1979) é semelhante ao de dois períodos de Fischer, nomeadamente ao nível dos aspectos mais importantes: as decisões contratuais são escalonadas e as expectativas são formadas racionalmente. A diferença determinante é que os salários nominais não são apenas predeterminados mas estão também fixados para dois períodos. Por outro lado, as empresas ao estipularem os salários para os períodos seguintes não impõem que estes sejam os que vão equilibrar o mercado de trabalho mas preocupam-se, antes, com os salários pagos pelas outras empresas. Na celebração dos contratos salariais o objectivo é, então, estabilizar o salário relativo.

No entanto, devido à diferença apontada, existe um entendimento distinto quanto à persistência dos efeitos de choques nominais. Assim, o facto de Taylor admitir contratos salariais de longo prazo não sincronizados traz a possibilidade da rigidez salarial se manter por períodos relativamente extensos e, conseqüentemente, haver desemprego persistente na economia. Contrariamente, Fischer chega à conclusão que o sistema tende a convergir para o pleno emprego e que não existe nenhuma política que consiga que a taxa de desemprego seja permanentemente diferente do seu nível natural (friccional); isso só ocorrerá temporariamente até à definição de um novo salário.

Em suma, pode dizer-se que o resultado central dos modelos de FISCHER (1977) e de TAYLOR (1979) é que contratos escalonados multiperíodos conduzem a um ajustamento gradual do salário nominal, sendo esta rigidez um comportamento racional no sentido em que é resultante de compromissos contratuais impeditivos de um ajustamento salarial completo a choques da procura. Isto implica que perturbações ocorridas na AD tenham efeitos reais e que as medidas de política (sobretudo monetárias) possam ser estabilizadoras da economia mesmo sob expectativas racionais.

Tal classe de modelos foi criticado por vários autores⁶⁴. A crítica mais relevante apontada a estes modelos tem sido a falta de fundamentos microeconómicos para a realização de tais contratos. Neste sentido, estes modelos são vistos como uma reversão aos modelos

⁶⁴ Vejam-se, entre outras, as limitações apontadas por HALL (1980) e MANKIW (1988b; 1991).

keynesianos tradicionais no sentido em que o ajustamento lento é assumido como um dado, mais do que derivado de um modelo de maximização da utilidade⁶⁵. Outra falha que tem sido apontada é a inexistência de uma relação consistente de ligação entre a inércia do salário ao nível individual e no plano agregado. Uma outra crítica, talvez mais séria, dirigiu-se ao comportamento contracíclico implicado para o salário real, contrariamente ao que é frequentemente observado na realidade⁶⁶.

2.3.2.2. MERCADO DO PRODUTO

Aqueles problemas levaram a que, nos anos oitenta, a atenção dos macroeconomistas se desviasse do mercado de trabalho para o mercado do produto, no sentido de explicar a rigidez nominal dos preços. Emergia, assim, uma nova visão que afirmava que uma recessão não era devido a custos do trabalho demasiadamente elevados, mas ao facto das vendas serem baixas⁶⁷.

A linha de investigação da rigidez nominal no mercado dos produtos enfatizou, preponderantemente, a existência de pequenos custos de ajustamento dos preços. Esta abordagem “*menu costs*” argumentava que empresas a operar em mercados de concorrência imperfeita enfrentavam pequenas fricções associadas às variações dos seus preços, que as levavam a decidir não os ajustar frequentemente em resposta a choques sobre a sua curva da procura⁶⁸.

Os “custos de menu” para o mercado do produto foram classificados por CARLTON (1986), como sendo os relativos: (1) ao custo de novos folhetos (como *menus* ou *preçários*) que têm de ser impressos; (2) às despesas envolvidas na transmissão da informação dos novos preços aos consumidores; (3) às dificuldades acrescidas, para os consumidores, na realização dos seus planos; (4) ao sentimento de desconfiança, por parte dos consumidores, se os preços variarem com muita frequência; e, (5) ao aumento dos custos em que os consumidores incorrem para procurar outros produtos com preços mais competitivos. A estes, LEVY *et al.* (1997) adicionaram outras componentes, como sejam os custos de erros cometidos durante o processo de alteração dos preços e de supervisão do processo de ajustamento dos preços. KASHYAP (1995) incluiu, ainda, os custos envolvidos nas tomadas de decisão ao nível de gestão.

⁶⁵ É de ressaltar, contudo, que embora não se preocupando com a análise microeconómica das fontes de tal rigidez, tanto Taylor como Fischer referiam como explicação possível a existência de uma série de custos inerentes às negociações salariais, ou seja, já avançavam com uma fundamentação “*menu costs*” para a rigidez nominal.

⁶⁶ Como veremos, muitos dos estudos empíricos posteriormente realizados por, entre outros, HALL (1986b), ROTEMBERG e SALONER (1986), BILS (1987), KENNAN (1988) e ROTEMBERG e WOODFORD (1991), demonstrariam que os salários reais são acíclicos ou ligeiramente procíclicos.

⁶⁷ Não é, contudo, correcto inferir que tal perspectiva novo-keynesiana contemplava, ou defendia, um mercado de trabalho em equilíbrio. Pelo contrário, o desemprego passou a ser explicado por vários tipos de rigidez real. Nomeadamente, BALL e ROMER (1990) e ROMER (1993b) enfatizaram a complementaridade entre rigidez nominal e real e mostraram como a presença da última pode amplificar a magnitude da inércia nominal.

⁶⁸ ROMER (1993b) apresenta uma revisão bastante completa da literatura *menu costs*, discutindo os avanços já efectuados e o importante trabalho que permanece por fazer.

Numa definição mais sucinta, GORDON (1990) designava por *menu costs* os classificados por Okun como custos de impressão, negociação e delegação ou, tão somente, o custo de aprender a pensar em termos reais ou ainda a conveniência, por razões de simplicidade, de uma revisão infrequente dos preços⁶⁹.

Podemos dividir os modelos que fundamentam a rigidez nominal do preço agregado na existência de *small menu costs* em duas categorias: modelos *menu costs* estáticos e modelos *menu costs* dinâmicos.

2.3.2.2.1. Modelos *Menu Costs* Estáticos

No âmbito da primeira categoria, os contributos de MANKIW (1985), AKERLOF e YELLEN (1985), PARKIN (1986), BLANCHARD e KİYOTAKI (1987) e BALL e ROMER (1989; 1990) foram fundamentais para a racionalização e fundamentação microeconómica dada a este tipo de modelos e serviram de ponto de partida para uma investigação mais profunda e exaustiva, em termos teóricos e práticos, das implicações dos *menu costs*.

Dos trabalhos de MANKIW (1985), AKERLOF e YELLEN (1985) e PARKIN (1986) resultou o ensinamento básico de que pequenos custos individuais de fixar preços podem conduzir a grandes efeitos macroeconómicos. Estes autores desenvolveram modelos independentes onde pequenas fricções no ajustamento do nível de preços individuais, causando alterações significativas na AD, tinham grandes efeitos sobre as variáveis reais. Nos modelos de Mankiw e de Parkin, a fricção resultava de um custo fixo de alteração dos preços nominais - um *menu cost* -, enquanto na abordagem de Akerlof e Yellen tal fricção era devida a um pequeno desvio da plena optimização - *near rationality*.

De salientar a introdução deste conceito de “quase-racionalidade”, por parte de Akerlof e Yellen, dado que este assumiu uma grande importância no estudo da racionalidade do comportamento individual de manter rigidez nominal substancial face a custos de ajustamento negligenciáveis. Este comportamento parecia, à partida, paradoxal. Os autores demonstraram que o não ajustamento individual imediato a choques de procura (nomeadamente, monetários) era um comportamento “quase-racional” por parte dos agentes económicos, na medida em que as perdas daí resultantes eram de “2ª ordem”, embora impusessem alterações de “1ª ordem” à actividade económica real e em termos de bem-estar.

Contudo, para que o comportamento dos agentes privados seja considerado racional é necessário verificarem-se desvios à estrutura concorrencial porque, em concorrência perfeita, preços mais baixos ou salários mais elevados do que os de equilíbrio não proporcionam qualquer

⁶⁹ Também BALL *et al.* (1988: 18) consideravam que a componente mais importante dos *menu costs* era o custo de se aprender a pensar em termos reais e ter de contabilizar as variações dos preços nominais correspondentes às variações desejadas no preço real. Daí a afirmação “Mais geralmente, podemos olhar uma revisão infrequente dos preços nominais como uma regra prática que é mais conveniente do que uma revisão contínua”.

benefício para a empresa. Assim, a metodologia utilizada só é passível de aplicação a modelos de concorrência imperfeita, onde a rigidez será um comportamento microeconómico de optimização das funções objectivo dos agentes em relação aos preços e salários⁷⁰.

Neste campo destaca-se o trabalho de BLANCHARD e KIYOTAKI (1987), com o seu modelo de “agente representativo de concorrência monopolística”, o qual representa uma das principais referências no âmbito da literatura *menu costs* dada a sua forte utilização, na sua versão original ou com alterações, em muitos e variados trabalhos nesta área⁷¹.

Os autores demonstraram, por recurso a um caso especial em que se fixaram apenas nas interacções entre fixadores de preços, que existe uma relação estreita e clara entre os argumentos “*menu cost*” e “externalidades da AD”, em mercados de concorrência monopolística. De facto, da análise realizada resultou que a presença de custos de ajustamento pode ser suficiente para que as empresas não desejem alterar os seus preços face a um choque nominal. Isto porque quando uma empresa decide não mudar o seu preço o que tem em consideração é apenas como é que isso afectaria o seu preço relativo. Ora, na presença de *menu costs*, os ganhos de tal mudança seriam meramente de 2ª ordem. Adicionalmente, devido à ausência de mecanismos de coordenação das atitudes individuais, o impacto microeconómico da mudança de preços não entra como um dado na formulação das decisões individuais quanto ao benefício de ajustamento dos seus preços. Este é, pois, um caso típico de uma externalidade onde os custos sociais excedem os custos privados do não ajustamento dos preços.

De seguida, Blanchard e Kiyotaki procuraram determinar qual a dimensão necessária de tais custos para que as empresas decidissem não ajustar os seus preços ao novo nível de maximização de lucro. Dos cálculos efectuados pelos autores, retém-se que *menu costs* da magnitude de 0,08% das receitas da empresa (considerados como negligenciáveis) podiam ser suficientes para evitar o ajustamento de preços.

⁷⁰ Isto implica que a racionalidade do não ajustamento está associada a modelos que contemplem: (1) no mercado do produto: informação imperfeita dos compradores, situações de monopólio, oligopólio ou concorrência monopolística e (2) no mercado de trabalho: informação imperfeita dos trabalhadores, empresas monopsonistas ou oligopsonistas, salários eficientes ou contratos salariais escalonados. De facto, como foi salientado por MANKIW e ROMER (1991: 7-8), a característica de mercados não concorrenciais é central na maioria dos modelos que tentaram fornecer um fundamento microeconómico para o multiplicador keynesiano. Enquanto o modelo de HART (1982) foi pioneiro a considerar um mercado de trabalho de concorrência imperfeita, os modelos de MANKIW (1988a) e STARTZ (1989) destacam-se por figurarem entre os primeiros contributos neste domínio para o mercado do produto. Entre as várias obras que abordam aprofundadamente a influência da concorrência imperfeita no ajustamento de preços contam-se os livros de CARLIN e SOSKICE (1990), HEAP (1992: Cap. 6-7), ANDERSEN (1994) e NISHIMURA (1995) e os artigos de DIXON e RANKIN (1994), CARLTON (1996) e de FAZZARI *et al.* (1998).

⁷¹ Este modelo é descrito por FISCHER (1988) e HEAP (1992) como o “modelo canónico novo-keynesiano de concorrência monopolística”. De facto, é normal este modelo aparecer nos vários textos de revisão da literatura como o caso típico que coloca os pressupostos comuns dos modelos novo-keynesianos para explorar as consequências de *menu-costs* e de externalidades. Além disso, vários autores recorreram à sua utilização, na forma original ou adaptada para provar os seus pontos de vista, como aconteceu com ROTEMBERG (1987), FISCHER (1988), BLANCHARD e FISCHER (1989) e BALL e ROMER (1989, 1990).

Também ainda no âmbito dos desenvolvimentos efectuados da abordagem “*menu costs* estáticos” há que destacar o contributo de BALL e ROMER (1989) que, qualitativamente, utilizaram o mesmo tipo de modelo de Blanchard e Kiyotaki. A investigação dos autores levou-os a concluir que a rigidez do preço nominal tem uma externalidade negativa, porque a inércia do preço de uma empresa aumenta a variabilidade da despesa real agregada, a qual prejudica todas as empresas da economia. O que, à partida, se pretendia estabelecer era se a dimensão dessa externalidade era suficientemente grande para justificar a intervenção governamental ao nível da implementação de políticas de estabilização das flutuações do produto, mesmo se os custos de tornar os preços flexíveis fossem pequenos. Ou, dito de outra forma, o propósito era encontrar os fundamentos microeconómicos para que a opção por políticas de gestão da AD (defendida pelos keynesianos) fosse preferível a uma maior flexibilização dos preços.

Para determinar a dimensão das externalidades da rigidez nominal dos preços, os autores calcularam o rácio entre os custos sociais e os custos privados da rigidez, para valores alternativos da desutilidade marginal do trabalho (γ) e da elasticidade entre produtos (ϵ). As simulações efectuadas revelaram que apenas para valores irrealistas dos parâmetros γ e ϵ é que o valor de tal rácio justificaria a necessidade de políticas de estabilização⁷².

Num trabalho posterior relacionado com este, BALL e ROMER (1990), considerando o mesmo modelo básico, reforçaram a ideia que *menu costs* não eram suficientemente significativos para produzir grandes efeitos reais de alterações nominais na moeda. Mais especificamente, provaram que a rigidez nominal e a perda de bem-estar associada eram pequenas para valores prováveis dos parâmetros γ e ϵ .

Não obstante aquele resultado, Ball e Romer estruturaram o seu trabalho em torno de um objectivo central: provar que o argumento principal da literatura *menu costs*, “abraçado” com tanto entusiasmo pelos novo-keynesianos como fundamento para a rigidez nominal, poderia ser salvo com algumas modificações realistas ao modelo básico. Constataram que a mera inclusão de pequenos obstáculos ao ajustamento de preços, num modelo de características walrasianas noutros campos, não seria suficiente por si para gerar rigidez nominal considerável. No entanto, a adição de uma fonte de rigidez real apropriada poderia provocar um grau não negligenciável de rigidez nominal ao modelo. Especificamente, os autores provaram que o grau de rigidez nominal surgido da presença de *menu costs* (ou de um dado desvio à plena racionalidade) era crescente com o grau de rigidez real, ou seja, inércia real substancial implicava um grande grau de rigidez nominal mesmo se o *menu cost* fosse baixo.

⁷² Cálculos para valores mais plausíveis, como sejam um *markup* de preços de 25% ($\epsilon = 5$) e uma elasticidade oferta de trabalho igual a 0,25 ($\gamma = 5$), apenas produziram um rácio de 1,4, ou seja, a perda de bem-estar do ciclo económico era apenas 1,4 vezes maior do que o *menu cost* suportado pela empresa. Só uma simulação para valores mais irrealistas produziria um rácio significativo, como no caso de considerar $\epsilon = 2$ (um *markup* de 100%) e $\gamma = 1,1$ (elasticidade da oferta de trabalho = 10), valores que implicaram um rácio igual a 72.

A intuição subjacente aquele resultado pode ser ilustrada da seguinte forma. A não alteração de um preço após um choque nominal será um equilíbrio de Nash se o ganho de uma empresa em mudar o seu preço, quando as outras empresas não mudam, for menor do que o custo de ajustar. Mas, uma variação no preço nominal de uma empresa quando todos os outros se mantêm constantes é uma alteração no preço real da empresa. Logo, rigidez nominal é um equilíbrio se o ganho de ajustar o preço real em resposta à alteração da AD é menor que o custo de o mudar. Se a empresa apenas deseja uma pequena alteração no seu preço real, isto é, se existe um grande grau de rigidez real, então o ganho de fazer a alteração é pequeno⁷³.

Os autores mostraram também que: (1) rigidez real, por si só, não impede a total flexibilidade nominal, ou seja, é necessário uma fonte independente de rigidez nominal porque, caso contrário, os preços ajustar-se-ão totalmente a choques nominais não obstante a extensão da rigidez real e (2) os resultados obtidos aplicam-se igualmente ao mercado do trabalho.

Do que foi mencionado, emergem duas conclusões importantes a reter daquele estudo de Ball e Romer. A primeira é que factores que reduzam o desejo de uma empresa em alterar o seu preço face a variações da procura real (isto é, factores que aumentem a rigidez real) fazem elevar o valor da externalidade sobre o bem-estar social e, consequentemente, os benefícios potenciais de uma política de estabilização. A outra conclusão diz respeito ao potencial problema da existência de uma multiplicidade de equilíbrios. Nomeadamente, um equilíbrio possível é o que deriva do não ajustamento dos preços em resposta a um choque nominal quando cada uma das empresas espera que não haja ajustamento por parte das outras; outro equilíbrio dá-se no caso de todos os agentes esperarem que cada um deles vá alterar o preço e, logo, decidem também ajustar, confirmando a previsão inicial de ajustamento. Entre estas duas situações extremas poderão situar-se ainda vários outros pontos de equilíbrio⁷⁴.

2.3.2.2.2. Modelos *Menu Costs* Dinâmicos

A outra categoria de modelos - os modelos *menu costs* dinâmicos - implicam que à partida nem todas as empresas se situam ao nível "ótimo". A presença dos *menu costs* está, geralmente, ligada à existência de barreiras impostas por regras de estabelecimento dos preços realizadas pelas empresas: dependentes do tempo ou do estado.

⁷³ Este argumento é também consistente com os resultados obtidos por BLANCHARD (1987a; 1987b), que mostraram que a existência de rigidez real amplificava a presença de perturbações nominais. Na mesma linha, também em MALINVAUD (1995: 36) era realçada a importância desta interligação entre a inércia real e nominal, desde logo porque as empresas estão inseridas num mesmo contexto e formulam expectativas racionais sobre o comportamento dos outros.

⁷⁴ A visão das externalidades de mercado como uma das fontes das falhas de coordenação remonta ao modelo clássico de DIAMOND (1982). Desde então, uma vasta literatura, onde se incluem BRYANT (1983), SHLEIFER (1986), COOPER e JOHN (1988), KIYOTAKI (1988), BALL e ROMER (1991) e CAMINAL (1992), explorou o tema das falhas de coordenação enfatizando a sua importância no âmbito da selecção entre equilíbrios múltiplos que podem ocorrer devido à associação da rigidez de preços com externalidades. Os trabalhos de SILVESTRE (1993; 1995), de LAFFARGE e MALGRANGE (1995) e de ROMER (2000: Secção 6.11) contêm uma revisão e discussão das questões centrais sobre este tema.

Regras *Time Dependent*

As barreiras impostas por regras *time dependent* atribuem a rigidez do preço nominal à existência de contratos escalonados no tempo, não havendo uma sincronia nas tomadas de decisão sobre ajustamento de preços. Os primeiros modelos de contratos escalonados para o mercado do produto assentam nos trabalhos de FISCHER (1977), PHELPS e TAYLOR (1977) e TAYLOR (1979), os quais consideravam fixo o tempo entre as decisões de alterações de preços⁷⁵. Mais tarde, CALVO (1983) alargou a análise a uma revisão de preços aleatória no tempo.

Naqueles modelos, a rigidez dos preços nominais tem como fonte o desfasamento na tomada de decisões, o qual será responsável pelo facto de choques nominais provocarem efeitos reais macroeconómicos significativos. Contudo, as razões que racionalizam um escalonamento em detrimento de um regime de sincronia no ajustamento dos preços não são devidamente sistematizadas. Nomeadamente, parece, à primeira vista, que a resposta óptima das empresas a um choque seria o aumento sincronizado dos preços individuais⁷⁶.

Não é este o entendimento em BLANCHARD (1983) que, numa extensão do modelo de Taylor ao mercado do produto, confrontou os equilíbrios atingidos por uma economia nos dois regimes alternativos: o de sincronia e o de escalonamento. O autor demonstrou que, dada a complexidade do sistema de preços e os problemas de coordenação entre os vários agentes envolvidos, é natural que as decisões de preços não sejam sincronizadas. Assim, mesmo que cada agente “fixador de preços” tome as suas decisões frequentemente, o escalonamento das decisões individuais conduzirá a inércia do preço agregado, a qual será tanto maior quanto mais extensa for a cadeia de produção⁷⁷.

Mais recentemente, apareceram estudos que apresentaram argumentos a favor de uma endogeneização do escalonamento dos preços. Nomeadamente, em BALL e CECCHETTI (1988) demonstra-se formalmente que, se a informação for imperfeita, a fixação escalonada de preços nominais é um comportamento económico racional porque, para obter ganhos de informação quanto à evolução da envolvente macroeconómica, a empresa aguarda a reacção das outras empresas para só depois ajustar o seu preço⁷⁸. Confrontado o regime de sincronia (em que todas

⁷⁵ Em rigor, dever-se-ia falar de alterações dos salários nominais, no sentido em que o ênfase é colocado sobre o comportamento salarial. Mas, normalmente, a literatura sobre *staggered contracts* analisa os resultados destes modelos não fazendo distinção entre ajustamento escalonado dos preços ou de salários. Aliás, é frequente ver-se nos manuais de macroeconomia interpretações destes modelos aplicados exclusivamente ao mercado do produto.

⁷⁶ Em PARKIN (1986) concluiu-se que tal sincronia seria um equilíbrio no caso da política monetária ser neutral ou existir acomodação monetária.

⁷⁷ Num trabalho posterior, BLANCHARD (1987a) retomou o mesmo tema e investigou empiricamente esta relação entre ajustamento ao nível individual e ao nível agregado para os EUA. Consistentemente, concluiu que a rigidez é superior em termos agregados e que tem como fonte a ocorrência de pequenos desfasamentos ao nível individual.

⁷⁸ Na mesma linha, já anteriormente FETHKE e POLICANO (1986) tinham mostrado, no âmbito do mercado de trabalho, que o *timing* das negociações salariais devia ser escalonado. Por outro lado, realçaram que o percurso da economia devia ser o escalonamento (mesmo se o regime de sincronia fosse superior) porque as empresas tinham vantagens em aprender com a informação contida nas alterações dos preços das outras empresas.

as empresas fixavam os preços nominais para o mesmo período e ao mesmo tempo) com o regime de escalonamento (em que metade das empresas fixava preços para o mesmo período e a outra metade para um outro período), os autores concluíram que "escalonar" tinha benefícios e custos. O maior benefício era proporcionar ganhos de informação mas, por outro lado, o escalonamento exacerbava as flutuações da procura real agregada.

Um outro argumento a favor de escalonamento de preços resulta da ocorrência de choques específicos à empresa, como sejam alterações na produtividade e, nalguns casos, o carácter sazonal da produção e das vendas dos produtos. Estes choques específicos à empresa chegam em tempos diferentes para as várias empresas e, daí, que as alterações de preços não ocorram sincronizadamente. Embora esta ideia tenha sido acolhida, pelo menos informalmente, como argumento favorável ao escalonamento tem havido uma série de dificuldades em derivá-la como um argumento formal e subsiste um debate acerca da sua razoabilidade. Nomeadamente, ao debater este tema, BLANCHARD e FISCHER (1989: 401) defenderam que a introdução de choques idiossincrásicos estocásticos não tornava mais provável o escalonamento se existisse uma complementaridade estratégica entre os fixadores de preços que os incentivasse em alinhar os seus *timings* de ajustamento de preços com os outros. Contudo, se esta complementaridade fosse fraca ou se a dimensão dos choques específicos à empresa fosse grande, admitiram poder haver um espaço para o escalonamento representar uma solução de equilíbrio estável. Mas, mesmo nessa eventualidade, a importância empírica dos choques idiossincrásicos parecia limitada e insuficiente para fornecer uma explicação geral do escalonamento.

Regras *State Dependent*

As regras *state dependent* fazem depender a variação nominal dos preços da situação económica geral. As chamadas "regras S,s" são o caso mais utilizado na literatura⁷⁹, sendo BARRO (1972) e SHESHINSKI e WEISS (1977; 1983) considerados como pioneiros da investigação nesta área, com os seus modelos a servir de suporte a muitas das contribuições subsequentes.

Em geral, este tipo de regras determina que o preço nominal só será ajustado quando a diferença entre o seu valor corrente e um preço "meta" (ótimo) excede um valor fixado *ex-ante*. Existe uma banda, arbitrariamente fixada, entre os limites da qual os preços se mantêm fixos. A opção das empresas por este tipo de regras deve-se à existência de custos reais (os *menu costs*) associados com a transmissão dos novos preços aos consumidores e com o processo de decisão de

⁷⁹ A preferência dos autores por "regras S,s" em relação à abordagem "regras *time dependent*", não obstante a facilidade de tratamento analítico destas últimas, deve-se à principal desvantagem a elas associada de não permitir que as empresas respondam com ajustamento de preços mesmo em circunstâncias extremas. Ora, como CAPLIN e LEAHY (1991) argumentaram, isto gera dificuldades no discernimento de quando é que os efeitos qualitativos da moeda são o resultado de rigidez nominal por si, ou são derivados de um padrão de variações de preços exogenamente imposto.

alteração dos preços. Se a distribuição dos preços reais no intervalo “S,s” não for uniforme, o preço agregado resultará rígido e, logo, choques discretos da procura terão implicações nas variáveis macroeconómicas⁸⁰.

Tal como acontecia no caso das regras *time dependent*, também no âmbito das regras do tipo “S,s” se conclui que as perdas envolvidas na inflexibilidade de preços são de 2ª ordem em relação à magnitude dos choques⁸¹.

Contudo, a relação estabelecida entre o ajustamento dos preços individuais e o nível de preços agregado não é consensual em todas as investigações no âmbito da mesma abordagem “S,s”. Em ROTEMBERG (1983) demonstra-se que, num ambiente inflacionista, o nível de preços agregado pode ser totalmente flexível mesmo se, ao nível individual, os preços das empresas são rígidos. Num posterior desenvolvimento deste resultado, CAPLIN e SPULBER (1987), pressupondo uma distribuição uniforme dos preços no intervalo “S,s” e um ajustamento do preço agregado instantâneo e independente da frequência das variações dos preços individuais, concluíram que as alterações nominais (nomeadamente as monetárias) eram neutrais.

Esta neutralidade dos choques nominais apresenta-se, assim, contraditória com os resultados dos modelos novo-keynesianos mais representativos, pelo que foi desafiada por vários autores. A esta proposição de não neutralidade, BLANCHARD (1987b) contrapôs que tal se devia à inflexibilidade e à pouca viabilidade na realidade dos pressupostos de partida. Para que os choques nominais não tivessem efeitos sobre a economia seria necessário que o preço agregado lhes respondesse na mesma proporção. Ora, isto implicava que embora fossem poucas as empresas a ajustar os seus preços o tivessem de fazer de forma substancial. Blanchard provou que, dentro de regras do tipo “S,s”, bastaria uma modificação dos pressupostos de Caplin e Spulber para que o preço agregado resultasse rígido.

Os resultados de Caplin e Spulber foram, igualmente, desafiados ao nível das condições exigidas para que, ao nível agregado, o preço não exiba rigidez, ou seja, a não existência de choques específicos às empresas e a não diminuição da AD. Neste âmbito, CAPLIN e LEAHY (1991) demonstraram que numa economia dinâmica com regras “S,s” os choques monetários (a única fonte de incerteza do modelo) produziam efeitos reais. Mais tarde, CABBALERO e ENGEL (1993a) generalizaram o modelo de Caplin e Spulber a um contexto mais complicado, em que empresas heterogéneas (em relação ao tipo de choques experimentados, à procura e aos custos de ajustamento dos preços) estavam envolvidas em interações estratégicas. Enquanto no modelo de Caplin e Spulber a economia, embora dinâmica, tinha como ponto de partida e permanecia ao

⁸⁰ Estas relações são objecto de análise no *paper* de BLANCHARD (1987b) onde, na secção 4.3., se faz uma revisão crítica da investigação em torno do tema “regras *state-dependent* e os efeitos da moeda sobre o produto”.

⁸¹ O primeiro autor a explorar esta ideia no contexto de “regras S,s” foi BARRO (1972), o qual, sob o pressuposto de inflação nula, caracterizou a “regra S,s” óptima para um monopolista que enfrentava flutuações aleatórias na AD.

nível do seu *steady state*, Caballero e Engel caracterizaram o percurso do *output* fora do seu estado estacionário. Concluíram que o impacto potencial dos choques monetários era uma função crescente da distância da economia em relação à situação de *steady state*, ou seja, o resultado da não neutralidade não era sustentável para todo o período, mas apenas para a sua média. Por outro lado, mostraram que à medida que as complementaridades estratégicas entre as empresas se revelavam mais importantes, o ciclo económico se tornava mais assimétrico, com os períodos de expansão mais alongados do que os de contracção económica⁸².

Em termos macroeconómicos, a implicação mais importante das regras “S,s” é que, crescendo a inflação a uma taxa constante, os preços irão aumentar em média a essa mesma taxa e, se o *timing* do ajustamento de preços entre empresas for independente, então irá observar-se uma variância na distribuição das alterações de preços entre empresas e produtos. Esta variância será tanto maior quanto mais elevada for a taxa de inflação. Resulta, assim, que maiores taxas de inflação implicam preços mais flexíveis, havendo uma maior aproximação ao argumento de neutralidade de Caplin e Spulber.

Neste contexto, estratégias de preços “S,s” em ambientes inflacionistas foram inseridas em modelos de concorrência monopolística por BÉNABOU (1988; 1992) que, numa estrutura teórica microeconómica, examinou os vários canais através dos quais a inflação afecta a eficiência de mercado, o produto e o bem-estar. Nesses dois *papers*, Bénabou abordou conjuntamente duas linhas da literatura de concorrência imperfeita, normalmente tratadas separadamente, mas de grande complementaridade: o ajustamento óptimo dos preços e o comportamento de procura por parte dos consumidores.

No seu artigo de 1988, Bénabou mostrou que, em tal contexto, a dispersão de preços (resultante da inflação) intensifica a concorrência entre empresas, reduzindo os preços reais e aumentando o bem-estar⁸³. Posteriormente, BÉNABOU (1992) reconheceu algumas limitações quanto aos pressupostos usados naquele seu outro trabalho. Por isso, e para aumentar o realismo e a sua relevância macroeconómica, o autor generalizou o seu modelo de 1988, em duas direcções: (1) Compradores heterogéneos (em lugar de tomarem as mesmas atitudes de procura) e (2) preços a desempenhar plenamente o seu papel alocativo na determinação do produto e do bem-estar (em vez de exercerem apenas efeito sobre ao nível da entrada de empresas no mercado). Estas duas

⁸² Contudo, como os autores reconheceram posteriormente em CABBALERO e ENGEL (1993b), os resultados teóricos obtidos não podiam ser confrontados com os dados empíricos, visto contemplarem apenas ajustamentos *one-sided*. Removendo esta limitação, os autores conceberam uma estrutura de caracterização genérica das acções microeconómicas, definida por uma função que determinava a probabilidade de uma unidade produtiva ajustar o seu preço num dado intervalo de tempo como uma função do desvio da variável estado do seu alvo. Esta estrutura permitiu a descoberta de dinâmicas complexas e não lineares o que, segundo os autores, lhe conferia uma grande relevância como ponto de partida para trabalho aplicado. Os próprios autores procederam a um teste à função estimada com dados do emprego da indústria manufactureira americana, obtendo resultados animadores.

⁸³ Efeitos semelhantes foram obtidos por DIAMOND (1993), embora utilizando pressupostos diferentes sobre tecnologias de ajustamento de preços e atitude de procura dos consumidores, para taxas de inflação moderadas.

alterações provocaram diferenças qualitativas substanciais nos resultados. Nomeadamente, o autor concluiu que os efeitos da inflação sobre a eficiência de mercado, o produto e o bem-estar dependiam da dimensão dos custos informacionais. Se a atitude de procura dos compradores não envolvia custos relativamente aos benefícios obtidos do consumo do produto, a dispersão de preços provocada pela inflação era benéfica. Caso contrário, se os custos excediam as vantagens de procura, a inflação reduzia significativamente o produto e o bem-estar⁸⁴.

Uma outra implicação óbvia desta discussão sobre regras “S,s” é que os aspectos microeconómicos do ajustamento dos preços são extremamente importantes para a macroeconomia da rigidez nominal. Um tema crucial para tal análise é, nomeadamente, a interacção entre políticas de preços individuais na determinação do *timing* de alterações de preços.

Foi com este propósito que SHESHINSKI e WEISS (1992) examinaram as condições que conduzem à opção por políticas de preços escalonadas ou sincronizadas quando o *timing* de alterações dos preços é endógeno, na presença de inflação e de custos fixos de alteração de preços. Os autores consideraram uma política de preços óptima (seguindo regras do tipo “S,s”) de um só agente maximizador de preços detentor de um monopólio sobre vários produtos e foram estudar dois aspectos do problema da tomada de decisões: (1) as interacções na função lucro conjunta entre os preços dos vários produtos e (2) as interacções entre os custos de ajustamento. Como resultado principal derivaram que, no caso de interacções positivas aos dois níveis, o escalonamento de alteração de preços era improvável acontecer, sendo preferível o *steady state* de sincronia na tomada de decisões.

No entanto, os autores evidenciaram que este resultado poderia não ser aplicável a todas as estruturas de mercado. Em situações em que as alterações de preços são controladas por várias empresas a probabilidade de escalonamento na tomada de decisões aumenta. Isto acontece porque, por um lado, na ausência de cooperação os rendimentos de escala nos custos de ajustamento de preços não podem ser explorados e, por outro, o monopólio tem a particularidade de internalizar todas as interacções. Assim, se o número de empresas aumentasse até ao ponto em que praticamente desapareceriam essas interacções, as empresas tenderiam a adoptar políticas “S,s” independentes, e o escalonamento ou sincronia das decisões dependeria das condições iniciais de cada uma e do tipo de choques que teriam lugar. Daí, os autores assegurarem que a presença de choques idiossincrásicos era necessária para sustentar o escalonamento das políticas “S,s” de mudança de preços⁸⁵.

⁸⁴ Em BÉNABOU e GERTNER (1993), embora explorando outro tipo de assuntos, também se extraiu conclusão similar sobre a importância decisiva da dimensão dos custos informacionais nos efeitos provocados pela inflação sobre a eficiência de mercado.

⁸⁵ Como já havia sido realçado anteriormente em SHESHINSKI e WEISS (1983).

2.3.2.3. INDEXAÇÃO

A visão de que pequenos custos de ajustamento podem gerar grandes flutuações da actividade económica, não sendo consensual, tem motivado grandes debates. A principal crítica dirigida à teoria *menu costs* consiste na sua incapacidade de explicar porque a indexação de preços e salários não é mais comum. Ou seja, se os preços são previamente fixados porque não indexá-los à evolução da inflação, salvaguardando assim a ocorrência de perdas para as empresas, para os trabalhadores, ou ainda para os consumidores, resultantes do não ajustamento?

Os primeiros autores a estudar, formalmente, o efeito da indexação salarial sobre as flutuações macroeconómicas foram GRAY (1976; 1978) e FISCHER (1977). Da resolução do seu modelo, Gray concluiu que, numa economia em que os salários nominais não estejam indexados à evolução do preço agregado, tanto choques da oferta como da procura afectarão o produto. Se, pelo contrário, houver uma total indexação salarial o *output* não sofrerá efeitos de choques nominais, mas serão amplificadas as consequências de choques reais se o salário real for rígido. Logo, a autora derivou o resultado principal de que, numa economia com ambos os tipos de choques, a indexação salarial não é um comportamento óptimo. Consentaneamente, Fischer demonstrou que a política monetária perde a sua eficácia no caso dos contratos de trabalho serem indexados à evolução dos preços, sendo a variância do *output* superior à resultante numa economia com contratos de trabalho sem cláusulas de indexação. Assim, para manter o salário real constante, sacrifica-se em termos da estabilidade do produto.

Num estudo posterior, BLANCHARD (1987a), através de uma simulação equivalente à de total indexação salarial, obteve um resultado contraditório ao de Gray e Fischer. Segundo o autor, a rigidez no preço nominal é suficiente para originar efeitos reais substanciais sobre o produto, em resultado de um choque nominal. A diferença, quanto aos efeitos de choques nominais, reside no tipo de rigidez considerada. Em Gray-Fischer a única fonte de rigidez nominal é a resultante da fixação do salário. No entanto, se a rigidez do preço nominal for significativa, então eliminar a rigidez do salário via indexação nos contratos de trabalho, em lugar de conduzir à completa flexibilidade dos preços, pode traduzir-se em grandes efeitos reais sobre a actividade económica.

A decisão de indexar (ou não), como comportamento óptimo por parte dos agentes individuais, continua a ser um assunto controverso. No entanto, é consensual que a prática de indexação é mais normal em economias com problemas de inflação mais graves. Existe evidência empírica de que os países indexam nos contratos os seus preços e salários quando a inflação é elevada e tem tendência a aumentar (AKERLOF *et al.*, 1988), dado que nesses países os agentes já contam com instabilidade de preços nas suas decisões (SIMS, 1988). Inversamente, em economias com taxas de inflação esperadas muito baixas, os benefícios de indexar podem ser pequenos e não

compensar os custos de recolha de informação e delineamento das regras de indexação que os agentes teriam de suportar. Assim, o não ajustamento instantâneo dos salários aos preços através de indexação radica num comportamento maximizador pesando-se, racionalmente, os custos de ajustar ou não. Um outro obstáculo à indexação, de natureza psicológica, é o hábito dos agentes pensarem essencialmente em termos nominais e não tanto em termos reais (MCCALLUM, 1986).

2.3.2.4. EVIDÊNCIA EMPÍRICA

A abordagem *menu costs*, de indiscutível importância teórica, suscitou uma grande variedade de estudos com o intuito de proceder à sua modelação e de lhe dar suporte empírico. Os resultados não apontam todos na mesma direcção o que, desde logo, se pode atribuir ao facto destes pequenos custos apresentarem uma grande heterogeneidade podendo, inclusive, serem diferentes para as empresas e consumidores, mesmo em relação ao mesmo produto.

A principal dificuldade enfrentada pelos autores que se voltaram para a prova empírica da existência e medição da magnitude dos custos de ajustamento dos preços nominais foi obter medidas directas dos *menu costs*. Por isso, uma característica da maior parte dos trabalhos empíricos realizados sobre este assunto é o recurso a evidência indirecta, como acontece em BALL *et al.* (1988), CARLTON (1986; 1989), GORDON (1990), KASHYAP (1995) e em BALL e MANKIW (1995), destacando apenas algumas das numerosas contribuições. Contudo, posteriormente, o estudo de LEVY *et al.* (1997) teve o mérito de fornecer evidência microeconómica directa sobre a real magnitude dos custos de ajustamento dos preços.

Um estudo de referência é, sem dúvida, o desenvolvido por BALL *et al.* (1988), onde são analisadas várias das implicações da teoria *menu costs*. É testada, nomeadamente, a previsão novo-keynesiana de que pequenos custos de ajustamento, num contexto de fixação escalonada de preços, podem conduzir a grandes flutuações da actividade económica e, por outro lado, de que uma maior taxa de inflação média leva as empresas a ajustar os seus preços mais frequentemente. Isto, como se viu, implica que quando existe uma perturbação na AD, a empresa irá passar esta perturbação para os preços mais rapidamente. Logo, os seus efeitos macroeconómicos serão pequenos⁸⁶.

Para efectuar o teste, os autores examinaram a relação entre a inflação média e o tamanho dos efeitos reais dos choques nominais, entre alguns países e ao longo do tempo. Tais

⁸⁶ DEFINA (1991) analisou e testou empiricamente o modelo de Ball *et al.*, com ênfase na sua previsão-chave, ou seja, que o grau pelo qual os choques nominais afectam o produto variam inversamente com a inflação média.

efeitos foram medidos através do cálculo do declive da curva de Phillips de curto prazo, para uma amostra de 43 países, no período 1948-86, com base numa equação do tipo⁸⁷:

$$(2.15) \quad \Delta p_t = \text{constante} + \lambda \Delta x_t + \beta \Delta p_{t-1} + \gamma (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})$$

Onde $x_t = p_t + y_t$, ou seja, em cada período de tempo, o logaritmo do produto nominal (x) é igual à soma do logaritmo do nível de preços agregado (p) com o logaritmo do produto real (y), e $\bar{y}$ corresponde ao produto real tendencial de longo prazo, ou natural. O *trade-off output-inflação* é dado por $\tau = (1 - \lambda)/\lambda$ e mede a alteração percentual do produto por cada ponto percentual de variação na taxa de inflação.

Em termos gerais, os resultados de Ball, Mankiw e Romer apontaram para uma relação crescente entre os níveis de inflação e da variabilidade nominal da procura e a inclinação das curvas de Phillips dos vários países⁸⁸. Assim, quanto maiores eram as taxas de inflação e a volatilidade da AD, maior a frequência dos ajustamentos de preços e, logo, menores os efeitos reais de choques nominais⁸⁹. Os resultados empíricos dos autores revelaram-se robustos quando submetidos a vários procedimentos econométricos e suportaram a relação novo-keynesiana entre inflação média e o *trade-off* desemprego-inflação, no contexto de modelos *menu costs*⁹⁰.

Uma vertente muito explorada após o trabalho de BALL *et al.* (1988) foi se o *trade-off* desemprego-inflação era, efectivamente, decrescente com a variabilidade da procura nominal e com o valor da taxa de inflação, conforme o previsto pela teoria novo-keynesiana. Assim, um tema que ganhou preponderância foi o relativo aos “custos das políticas desinflationistas”, para o qual a existência de rigidez é central⁹¹.

⁸⁷ O mesmo tipo de equação serviu de base à estimação do *trade-off* ao longo do tempo por diversos outros autores, como OKUN (1978), GORDON e KING (1982), GORDON (1985) ou JUDD e BEEBE (1993). Entre as aplicações ao caso português contam-se os trabalhos de FERRAZ (1995) e MARQUES (1995).

⁸⁸ A título de breve nota, registamos aqui os valores de τ obtidos para Portugal: no período de 1953-82 foi de 0,18; no subperíodo 1953-72 atingiu 0,35; e de 1972 a 1982 teve um valor médio de 0,33. Já nos estudos aplicados desta abordagem ao caso português por FERRAZ (1995), no período 1960-87, e por MARQUES (1995), no período entre 1964 e 1992, a estimativa deste parâmetro foi mais elevada, atingindo os valores de 0,428 e de 0,399, respectivamente.

⁸⁹ No modelo de LUCAS (1973) também se admitia este efeito da variabilidade do produto nominal sobre a inclinação da curva de Phillips, embora a explicação fosse a incapacidade dos agentes distinguirem entre alterações no nível de preços relativo e no nível geral de preços. Já, contrariamente ao modelo novo-keynesiano, Lucas considerava que o *trade-off* era independente da taxa de inflação.

⁹⁰ O trabalho empírico dos autores de suporte à sua previsão teórica não foi totalmente aceite, tendo sido sujeito a inúmeras críticas, inclusivamente as contidas nos comentários de discussão ao próprio *paper*, feitos por AKERLOF *et al.* (1988) e por SIMS (1988). Contudo, a maior contestação a esta relação positiva entre inflação e alteração individual de preços, vista como um facto estilizado na literatura sobre o comportamento do preço agregado, partiu de BRYAN e CECCHETTI (1996), pois os resultados do seu estudo empírico apontaram para uma correlação negativa entre as duas variáveis em questão.

⁹¹ FISCHER (1981) traçou a evolução dos desenvolvimentos até à década de oitenta no sentido de documentar e calcular os custos de inflação. Uma conclusão consensual de tal literatura foi que os custos envolvidos na adopção de uma política desinflationista eram tanto maiores quanto maior a rigidez de preços e salários.

Em relação à medida do custo envolvido numa política de diminuição da taxa de inflação, a literatura novo-keynesiana assumiu, em geral, a implicação da relação de Phillips de que menor inflação só seria conseguida à custa de um maior desemprego, ou seja, numa situação em que a taxa de desemprego efectiva estivesse acima da taxa natural de desemprego (ou de equilíbrio). Se, por um lado, a distribuição temporal de tal excesso de desemprego (a velocidade de actuação da política desinflationista) é função da escolha das autoridades monetárias, o número de pontos percentuais/ano de excesso de desemprego requerido para diminuir a taxa de inflação é independente da política. Tal medida dos custos de uma política desinflationista ficou conhecida como “rácio de sacrifício”⁹².

Se aceitarmos que, efectivamente, nos países com taxas de inflação mais baixas a política económica é mais eficaz como instrumento de estabilização macroeconómica, a questão é saber como actuar no sentido de reduzir as perdas do produto e do emprego envolvidas no processo de desinflação. Geralmente, aponta-se a preferência por uma actuação gradualista, em que a taxa de inflação experimenta uma redução sustentada e lenta, em relação à política alternativa de descida imediata ou radical da inflação para o seu nível alvo. Esta abordagem, dita “tradicional”, visa minorar as consequências nefastas sobre o bem-estar de alguns grupos sociais mais afectados pelo desemprego (como os jovens e trabalhadores menos qualificados) e sobre determinados sectores económicos mais vulneráveis da economia que poderiam ir à falência, com evidentes repercussões negativas de longo prazo sobre a actividade económica. Por outro lado, também é consensual a posição que os custos de um processo desinflationista serão tanto menores quanto maior a for a credibilidade da política junto dos agentes, na medida em que estes irão mais rapidamente baixar as suas expectativas de inflação.

Noutra direcção, a evidência microeconómica apresentada por CARLTON (1986; 1989), trabalhando com os dados de STIGLER e KINDAHL (1970)⁹³, mostrou que alguns preços são fortemente rígidos. O autor examinou o comportamento dos preços dos compradores individuais para várias classes de produtos na indústria manufactureira americana, concluindo que o grau de rigidez de preços em muitas indústrias era extremamente elevado, não sendo raro a prática de preços ao consumidor inalterados ao longo de vários anos. Mais, os seus resultados levaram-no a concluir que para algumas transacções os custos de mudança dos preços eram bastante pequenos

⁹² As estimativas obtidas por diversos autores para o *sacrifice ratio* apresentaram divergências mas, em geral, em todos os estudos se revelaram de magnitude considerável. Assim, para a economia americana enquanto OKUN (1978) calculou a perda anual do produto entre 6 e 18 pontos percentuais do PNB, com uma média de 10 p.p., GORDON e KING (1982), obtiveram uma estimativa pela metade. No capítulo 4 procederemos ao cálculo de tal rácio para as experiências desinflationistas vividas em Portugal nas décadas de oitenta e noventa.

⁹³ STIGLER e KINDAHL (1970) fizeram um bom trabalho de recolha e tratamento de dados, de frequência mensal, sobre os preços de transacção praticados nos EUA para uma enorme variedade de produtos intermediários da indústria manufactureira, ao longo de um período de 10 anos (entre 1/01/57 e 31/12/66). A partir destes dados, construíram setenta índices de preços ponderados e agruparam-nos por categorias. O rigor deste trabalho tem sido reconhecido por vários autores que, posteriormente, o utilizaram como fonte estatística nos seus estudos empíricos.

(podendo variar para o mesmo produto, mesmo entre empresas e consumidores) e, no entanto, as variações ocorridas nos preços desses produtos eram de pequena relevância percentual ($< 1\%$)⁹⁴.

O trabalho empírico de GORDON (1990), por seu lado, mostrou que existia uma enorme variedade de padrões de ajustamento do preço/salário agregado entre países e ao longo do tempo. Para obter tal resultado, Gordon estimou os coeficientes que caracterizam as três dimensões da rigidez no ajustamento dos preços (e salários) em resposta a choques nominais da procura: λ , α , γ . Estes parâmetros traduzem, respectivamente, os coeficientes de inércia, de ajustamento de preços e de histerese, podendo variar entre o valor nulo e a unidade⁹⁵. Os resultados de Gordon vieram reforçar, mais uma vez, que o comportamento dos preços em resposta a choques nominais tinha variado significativamente ao longo da história e entre os vários países⁹⁶. Por outro lado, sustentavam a ideia de que o fenómeno da rigidez aumentara ao longo do tempo nas várias economias e, consequentemente, merecia um maior esforço de investigação empírica.

Um outro tema teórico no domínio da abordagem *menu costs* que tem suscitado investigação empírica é o da reacção assimétrica dos preços face à dimensão dos choques. BALL e MANKIW (1995) demonstraram que os preços se alteravam em resposta a grandes choques e, contrariamente, mantinham-se inalterados quando a dimensão dos choques era reduzida, porque só na primeira situação é que o ajustamento desejado do preço corrente era grande o suficiente para compensar os *menu costs* associados. As regressões efectuadas produziram forte evidência de que, efectivamente, a inflação estava relacionada com a assimetria das variações relativas dos preços, o que assumia forte consistência no âmbito da estrutura teórica dos modelos *menu costs*⁹⁷.

Por seu lado, o *paper* de KASHYAP (1995) trouxe um novo alento à literatura empírica sobre rigidez de preços, apresentando resultados sobre o tamanho, frequência e sincronia das variações de preços que, nas suas linhas gerais, estão de acordo com a evidência fornecida pelos estudos empíricos novo-keynesianos atrás citados. Com base nos dados de catálogos semestrais para doze produtos americanos, seleccionados ao longo de um período de 35 anos, o autor identificou três descobertas básicas: (1) os preços nominais eram, tipicamente, fixados para

⁹⁴ Como é evidente, limitamo-nos aqui a sumariar apenas as conclusões empíricas relacionadas com a literatura *menu costs*. Com efeito, o estudo deste autor vai para além deste âmbito e assume uma importância fundamental na definição do papel dos mecanismos de preços e da sua relação com as estruturas de mercado.

⁹⁵ Assim, segundo Gordon, numa economia em que se verificasse a completa indexação dos preços às variações da procura nominal, os valores estimados dos parâmetros viriam: $\alpha = 1$, $\lambda = 0$ e $\gamma = 0$; quaisquer outros valores encontrados para estes coeficientes traduzir-se-iam em flutuações do produto ou, por outras palavras, na geração de ciclos económicos. Em concordância, BLANCHARD (1987a) concluiu que mesmo uma economia com valores baixos para os coeficientes λ e γ , mas que, em simultâneo, apresentasse variações lentas dos preços em resposta a alterações no crescimento da procura nominal ($\alpha \rightarrow 0$), exibia flutuações do produto relativamente grandes.

⁹⁶ O autor procedeu ao ajustamento econométrico de uma equação contemplando as três dimensões da inércia de preços com dados para os EUA, Reino Unido, França, Alemanha e Japão, entre 1873 e 1986. A comparação conjunta do valor dos três parâmetros entre os vários países revelou uma relativa flexibilidade no Japão ao longo da maior parte da sua história e, no outro extremo, uma substancial inércia nos EUA, no pós II GM.

⁹⁷ O estudo incidiu sobre dados anuais do Índice de Preços no Produtor dos EUA para as componentes do sector industrial com um nível de desagregação a 4 dígitos, entre 1949 (213 indústrias) e 1989 (343 indústrias).

períodos superiores a um ano, embora o tempo entre as variações de preços fosse bastante irregular⁹⁸; (2) durante períodos de inflação média elevada havia uma maior probabilidade das alterações de preços serem mais frequentes notando-se, contudo, que mesmo nessas alturas a sincronia das alterações era geralmente baixa⁹⁹; e, (3) as dimensões das alterações de preços eram dispersas e apresentavam uma enorme heterogeneidade, podendo ocorrer variações grandes e pequenas para o mesmo produto em tempos diferentes, não havendo uma ligação estreita com o comportamento observado da inflação.

A última referência neste ponto sobre a evidência empírica dos *menu costs* vai para o *paper* apresentado por LEVY *et al.* (1997) que, conforme já acima mencionado, teve a grande vantagem de apresentar medidas directas da magnitude efectiva dos custos de ajustamento associados ao processo de alteração dos preços nominais. Foram consideradas cinco grandes cadeias de supermercados dos EUA, a operar em Estados diferentes, para as quais se mediram monetariamente quatro tipos de custos envolvidos na alteração dos preços¹⁰⁰: (1) o de imprimir e entregar novas etiquetas com os preços; (2) o do trabalho necessário para mudar as etiquetas dos preços nas prateleiras; (3) o dos erros cometidos durante todo o processo e (4) o do tempo gasto na supervisão das lojas durante a implementação das alterações.

Além do contributo principal de fornecer evidência microeconómica directa sobre a dimensão efectiva dos *menu costs*, este estudo vai mais longe na tentativa de responder à questão: a magnitude destes custos será suficientemente elevada para assumir relevância ao nível macroeconómico? Com este objectivo, os autores colocaram os seus resultados no contexto dos modelos teóricos existentes na literatura, considerando como referência específica os cálculos efectuados dentro da estrutura dos modelos de BLANCHARD e KIYOTAKI (1987) e de BALL e ROMER (1990). Concluíram que os *menu costs* encontrados não eram triviais e excediam o limite mínimo teórico necessário para formar um obstáculo à flexibilidade do preço (os *menu costs* atingiam valores médios de 0,7% das receitas e de 35,2% das margens de lucro líquidas). A convicção dos autores era de que os valores poderiam ser ainda superiores em actividades menos competitivas e naquelas em que as decisões de preços se encontram descentralizadas.

⁹⁸ De destacar a consistência com o resultado de forte rigidez dos preços individuais registado em CARLTON (1986; 1989) e em GORDON (1990). Contudo, este ênfase colocado na alteração infrequente dos preços individuais é desafiado noutros trabalhos empíricos, como acontece com WARNER e BARSKI (1995). Os autores examinaram a dinâmica das baixas de preços (“saldos”) para 8 produtos, vendidos em 17 lojas de retalho nos EUA, ao longo de 4 meses, concluindo por uma mudança frequente destes preços e em magnitude não trivial, com maior intensidade em períodos de forte intensidade do negócio (como aos fins-de-semana e antes de Natal).

⁹⁹ Tal evidência vem reforçar a conclusão principal de BALL *et al.* (1988).

¹⁰⁰ Os autores, embora reconhecendo que pudessem ser potencialmente importantes, não conseguiram incluir nos seus dados medidas de algumas componentes dos *menu costs*: custo do tempo gasto pela gestão nas decisões de mudança dos preços; custo de alterar os preços de entrega de produtos directamente pelas lojas; custo de informar os consumidores das alterações de preços (nomeadamente com espaços publicitários nos média); e, danos de reputação causados pelas discrepâncias entre as etiquetas nos produtos e o registo nas caixas.

O estudo de Levy *et. al.* abriu múltiplas oportunidades de investigação empírica futura no âmbito da abordagem *menu costs*. As medidas directas apresentadas pelos autores poderão ser usadas como ponto de partida para aplicação a outras indústrias ou mercados que envolvam os mesmos passos no processo de ajustamento dos preços ou, então, como um desafio à realização de outros trabalhos com vista ao estabelecimento de padrões de referência, para serem usados como instrumentos na tomada de decisões de preços. Adicionalmente dá-se a abertura de um novo campo de estudo: o do impacto das mudanças tecnológicas na estrutura dos *menu costs*¹⁰¹.

2.3.3. RIGIDEZ REAL

No mercado do trabalho, os factores de rigidez real dos salários são explorados no âmbito da teoria dos contratos implícitos, da teoria do salário de eficiência e da teoria *insiders/outsiders* e sindicatos.

O estudo da rigidez real no mercado do produto, por seu lado, envolve a procura das razões que podem explicar porque uma empresa pode escolher manter o seu preço relativo ou a margem preço-custo marginal inalterados. A abordagem é feita tendo em conta elementos de concorrência imperfeita como “mercado de clientes”, modelos de inventário e teorias de *markup*.

2.3.3.1. MERCADO DO TRABALHO

A persistência, nas últimas décadas, de altas taxas de desemprego na maioria dos países europeus tem vindo a conduzir a um esforço crescente de investigação teórica e empírica visando explicar porque é que as deslocações na procura de trabalho conduzem a pequenos movimentos no salário real e a fortes flutuações no emprego, ou seja, quais os factores de rigidez real. Com efeito, um desafio que os economistas actualmente enfrentam é, precisamente, encontrar argumentos consistentes para o não ajustamento dos salários em resposta às condições de mercado e, particularmente, porque são poucos os cortes salariais quando o desemprego é elevado.

Ao longo dos últimos vinte anos, surgiram várias teorias que sustentam que as empresas têm um comportamento racional e óptimo quando se abstêm de fazer cortes salariais em recessões, quando esse comportamento iria conduzir a diminuição dos custos laborais. As explicações mais importantes de índole novo-keynesiana podem ser agrupadas numa categoria geral de “teoria dos contratos”: teoria dos contratos implícitos, teoria do salário de eficiência e teoria *insider-outsider* e sindicatos¹⁰². Todas elas colocam como elemento central da sua análise

¹⁰¹ Anteriormente, também KASHYAP (1995) chamara a atenção para o impacto que a crescente informatização teria nos custos do tempo gasto nas tomadas de decisão *pricing* ao nível da gestão e, logo, na extensão da rigidez de preços. A sua previsão era que uma maior automatização nas tomadas de decisão, associada à possibilidade das regras de indexação automática dos preços se tornarem prática corrente, tornaria os preços mais flexíveis.

¹⁰² Existe um grande conjunto de obras onde se faz a revisão da literatura mais significativa sobre as fontes de rigidez real dos salários, donde BLANCHARD e FISCHER (1989: Cap. 8-9), GORDON (1990) e ROMER (2000: Cap. 9) são apenas alguns exemplos.

as características não walrasianas do mercado de trabalho e exploram as implicações destas imperfeições do mercado de trabalho sobre o desemprego e sobre o comportamento cíclico do salário real e do emprego. Por outro lado, todas elas exploram as limitações de escrever contratos completos devido a problemas de informação privada.

A implicação geral, comum a estas abordagens, é que os salários reais não têm de variar, necessariamente, no sentido contrário ao das flutuações do emprego. Pelo contrário, a maioria da investigação teórica e empírica encontrou evidência a favor de salários reais acíclicos ou ligeiramente procíclicos.

2.3.3.1.1. Teoria dos Contratos Implícitos

A teoria dos contratos implícitos emergiu nos anos setenta, como parte do desenvolvimento geral da economia de informação e da teoria dos contratos, tentando explicar em termos de comportamento racional os níveis de desemprego e as flutuações do emprego observados durante as recessões e as razões dos salários não conseguirem equilibrar o mercado de trabalho¹⁰³. Os primeiros modelos devem-se a GORDON (1974), BAILY (1974), e AZARIADIS (1975), os quais estabeleceram os princípios básicos desta abordagem¹⁰⁴.

A teoria dos contratos implícitos “deu os primeiros passos” com o modelo de Gordon. O objectivo era encontrar uma racionalidade económica para a relação entre rigidez salarial e o desemprego involuntário, ou seja, para o comportamento da curva de Phillips. As explicações existentes, Modelo *Auction* e Modelo *Search*, revelavam-se como insatisfatórias pois não estavam preparadas para lidar com o problema de desemprego involuntário, não conseguindo dar resposta a múltiplas questões empíricas¹⁰⁵. A estas abordagens, Gordon contrapôs, com base numa extensão simples do modelo novo-clássico e dos seus postulados maximizadores, uma explicação alternativa para o comportamento de rigidez salarial e do desemprego. O pressuposto de base era que as contratações podiam ser vistas, tipicamente, como entendimentos implícitos e, em alguns casos, explícitos (contratos legalmente não vinculativos) em que se estipulava que, sob condições razoáveis, os empregados teriam uma certa segurança em relação a salários e a emprego.

Com efeito, o principal contributo do trabalho de Gordon foi o fornecimento de uma racionalização para a assimetria de atitudes dos empregados e dos empregadores perante o risco e, daí, extrair algumas implicações para a rigidez salarial e outros tipos de comportamento

¹⁰³ Em AZARIADIS e STIGLITZ (1983) efectua-se uma excelente revisão da literatura sobre contratos implícitos, analisando os progressos feitos até então, identificando algumas das dificuldades e sublinhando os temas micro e macroeconómicos que apelam a trabalho adicional.

¹⁰⁴ Após duas décadas, os ensinamentos destes três autores mantêm-se actuais dando razão à observação de ROSEN (1994: xii), na introdução à sua colectânea de artigos sobre contratos implícitos, quando referia: “ (...) Os *papers* destes fundadores da teoria dos contratos implícitos contêm ideias básicas difíceis de melhorar”.

¹⁰⁵ São várias as dificuldades/limitações de carácter empírico apontadas a este tipo de modelos, destacando-se: (1) a não consideração de *layoffs*; (2) o pressuposto de que, independentemente do estágio do ciclo económico, as condições salariais e de emprego são as mesmas; e, (3) não fornecer uma resposta para alguns factos da história económica, em que o aumento do desemprego coexistiu com o aumento dos salários.

observado. A esta abordagem Gordon deu a designação de “*quasi-contract theory*”. Certos aspectos da mesma ideia básica foram também desenvolvidos, independentemente, nos artigos de Baily e de Azariadis.

Geralmente, este tipo de contratos são negociados quando os trabalhadores são mais avessos ao risco do que as empresas¹⁰⁶. Nestas circunstâncias, um acordo de longo prazo produz um resultado satisfatório na medida em que garante benefícios mútuos a ambas as partes. Aos primeiros agrada-lhes a margem de segurança traduzida num salário real mais estável do que aquele que ocorreria num mercado walrasiano, o que lhes permitirá evitar flutuações nos seus rendimentos (cíclicas ou específicas a um negócio ou ocupação) e, por outro lado, poderão assumir determinadas responsabilidades, económicas e não económicas, que se prolongam no tempo. Por seu lado, as empresas estarão numa situação confortável que as “protege” de flutuações nos salários reais se ocorrerem choques estocásticos, dado que a garantia de uma certa “fidelidade” e empenho vai traduzir-se em que os trabalhadores não se deslocarão para lugares com maiores salários em alturas de *boom* económico. Então, o que a teoria dos contratos implícitos faz, basicamente, é alargar a relação de emprego usual entre trabalhador empregador a provisões de segurança mútua entre as duas partes.

Mais recentemente, JACOBSEN e SCHULTZ (1995) também desenvolveram, na sequência das formulações anteriores de Azariadis, Baily e Gordon, uma teoria de contratos implícitos para justificar a rigidez do salário real. Segundo estes autores, o resultado básico padrão da teoria dos contratos implícitos era que o salário oferecido num contrato ótimo seria igual em todos os estados da natureza (e igual ao salário de reserva) mas o emprego flutuaria entre eles. Isto apresentava-se em conformidade com o facto empírico estilizado de que o emprego é mais volátil do que o salário ao longo do ciclo económico. Adicionalmente, o modelo apresentado por Jacobsen e Schultz fornece uma nova razão para que contratos ótimos possam também exibir salários flutuantes no decurso dos ciclos económicos, ou seja, a rigidez do salário real ter apenas um carácter parcial.

No que respeita à evidência empírica no âmbito da abordagem dos contratos implícitos, na maior parte dos trabalhos aplicados apenas se obteve suporte misto para as previsões da teoria dos contratos implícitos sobre o processo de determinação salarial. Esta falta de consenso nos resultados está patente na comparação de alguns estudos efectuados recentemente, como os de BLINDER e CHOI (1990), BILS (1991), BEAUDRY e DiNARDO (1991) e de CAMPBELL III e KAMLANI

¹⁰⁶ Efectivamente, é normal considerar-se nestes modelos o pressuposto de que os trabalhadores são avessos ao risco no que toca a activos e rendimentos, o que é, mesmo, assumido como um facto, dado o suporte empírico que lhe é dado por vários estudos realizados no âmbito da teoria financeira. Por seu lado, aos empregadores é atribuída uma atitude de neutralidade perante o risco, pois considera-se que estes são, em parte, especialistas em assumir riscos e podem diversificá-los mais eficientemente do que os trabalhadores através dos mercados de capitais e outros mercados de activos. Em BAILY (1974), por exemplo, o ênfase foi totalmente dirigido para as diferenças entre accionistas e trabalhadores em relação ao acesso aos mercados de capitais.

(1997), para dados da economia americana. Enquanto que nos dois primeiros as respostas obtidas não se traduziram num apoio à ideia básica da teoria dos contratos implícitos de que as empresas menos avessas ao risco ofereciam segurança aos trabalhadores através da estabilização do salário real face a flutuações da procura de trabalho¹⁰⁷, nos dois últimos já foi, pelo contrário, encontrada forte evidência favorável às implicações dos modelos dos contratos implícitos¹⁰⁸.

2.3.3.1.2. Teoria do Salário de Eficiência

Os modelos “salário de eficiência” são assim designados dado que partilham o pressuposto de que a produtividade dos trabalhadores (ou a eficiência do trabalho) são uma função positiva do salário real. Neste sentido, estas teorias fornecem o argumento para que se possam verificar situações de desemprego involuntário: as empresas poderão achar mais racional pagar salários reais que excedam o nível de salário de equilíbrio, no mercado concorrencial, pois uma redução dos salários poderia provocar perdas substanciais nos seus lucros. Esta ideia foi, inicialmente, expressa nos artigos de YELLEN (1984), AKERLOF e YELLEN (1985) e KATZ (1986), os quais deram origem a uma vasta literatura no sentido da sua fundamentação teórica e empírica.

À luz do conceito "salário de eficiência" têm-se racionalizado alguns dos fenómenos que se observam na realidade, como a existência de mercados de trabalho duais ou as disparidades salariais entre trabalhadores com características idênticas¹⁰⁹. A abordagem "salário de eficiência" tem, igualmente, vindo a ser utilizada para explicar o pagamento de prémios salariais apenas nalguns sectores, as diferenças nas taxas de abandono dos trabalhadores em determinadas actividades e, entre outros, o comportamento de discriminação de sexo e de raça.

¹⁰⁷ O estudo empírico de BILS (1991) resultou mesmo numa forte contraposição com o ênfase dado à literatura dos contratos implícitos na explicação das flutuações cíclicas do emprego. O autor foi mais longe criticando todas as teorias que atribuem as variações do emprego a falhas de mercado (o que inclui toda a literatura sobre rigidez salarial real). A evidência obtida para uma amostra de 12 indústrias manufactureiras dava grande consistência à principal previsão dos modelos de salários nominais rígidos, o que, segundo o autor, reflectia uma incompatibilidade entre a teoria tradicional de rigidez salarial nominal e a literatura sobre negociação eficiente.

¹⁰⁸ Beaudry e DiNardo, usando dados dos censos, concluíram que a taxa de desemprego contemporânea não afectava significativamente os salários correntes, pois estes reagiam pouco às condições do mercado de trabalho, e que este último era muito procíclico, mesmo quando os trabalhadores estavam protegidos contra a deterioração das suas condições de funcionamento. Por seu lado, o estudo de Campbell III e Kamlani, efectuado com uma amostra de 184 empresas, revelou que o maior incentivo para as empresas não quebrarem entendimentos implícitos com os trabalhadores e, nomeadamente, não efectuarem cortes salariais durante recessões, se devia sobretudo ao receio de que os trabalhadores se empenhassem menos no trabalho.

¹⁰⁹ Os mesmos fenómenos têm sido, igualmente, explorados por outros tipos de abordagens teóricas não concorrenciais. Em WEITZMAN (1989) defendia-se a tese de que fenómenos como mercados de trabalho duais (ou segmentados) e dispersão salarial eram a contrapartida microeconómica de uma macroeconomia keynesiana de procura agregada flutuante com salários nominais rígidos no curto prazo. No âmbito da literatura *search*, LANG (1991) e MONTGOMERY (1991) desenvolveram um modelo em que os diferentes salários pagos pelas várias indústrias eram justificados com recurso ao argumento de que algumas empresas desejavam pagar salários mais elevados de forma a aumentar a probabilidade das suas vagas de emprego serem preenchidas.

Para lidar com todos aqueles factos tem-se assistido ultimamente ao desenvolvimento de um conjunto de abordagens, variações da hipótese “salário de eficiência”, que têm como objectivo fornecer os fundamentos microeconómicos da relação salário-eficiência. Cada uma dessas abordagens, revistas de seguida, explora as razões justificativas do facto das empresas oferecerem salários mais elevados do que o nível de equilíbrio concorrencial.

O Modelo *Shirking*

Esta abordagem parte da ideia de que cada empresa tem apenas uma informação imperfeita sobre o desempenho dos seus trabalhadores. Daí que, para incentivá-los a trabalhar mais arduamente e evitar que eles se esquivem ao trabalho (*shirking*), a empresa considere preferível pagar salários acima do nível de equilíbrio de pleno emprego. Além disso, prevê que no caso dos trabalhadores serem apanhados a “fugir” ao trabalho serão penalizados com o despedimento e, logo, ver-se-ão na eminência de arranjar um novo emprego com níveis salariais inferiores. Considerando que todas as empresas, de forma a evitar “fugas” ao trabalho, procedem da mesma forma, pagando um salário acima do nível concorrencial, o mercado de trabalho atingirá uma situação de equilíbrio com desemprego involuntário.

O modelo básico de SHAPIRO e STIGLITZ (1984) tem sido referenciado como o padrão na abordagem desta relação entre o pagamento de salários elevados para motivar os trabalhadores a um maior esforço, de forma a evitarem o despedimento¹¹⁰. Segundo os autores, a existência de uma força de trabalho desempregada, ou “exército de reserva”, actuaria como um aviso disciplinador, tornando bastante custosa a atitude de *shirking*. Para explorar as implicações desta ideia, os autores desenvolveram um modelo simplificado de equilíbrio geral de uma economia constituída por um grande número de empresas e de trabalhadores idênticos, donde, em equilíbrio, resulta o pagamento/recebimento de um salário igual¹¹¹. Como cada empresa não consegue observar directamente o esforço do trabalhador, este pode decidir entre empenhar-se na execução das suas tarefas ou “fugir” ao trabalho, sabendo que se for apanhado será despedido.

Do modelo Shapiro-Stiglitz resultam duas implicações principais: (1) o equilíbrio no mercado de trabalho está necessariamente associado à existência de desemprego e (2) o tipo de desemprego gerado é involuntário e a sua taxa pode ser relativamente elevada. Consequentemente, como o equilíbrio de mercado não é um “ótimo de Pareto”, esta teoria prevê que

¹¹⁰ O modelo de Shapiro e Stiglitz é revisto com algum pormenor em vários manuais, entre os quais destacamos as apresentações efectuadas por BLANCHARD e FISCHER (1989: Secção 9.4) e por ROMER (2000: Secção 9.4).

¹¹¹ Este pressuposto de homogeneidade dos trabalhadores é muito importante pois, como foi referido por SHAPIRO e STIGLITZ (1984: 434), isso implica que o despedimento não acarreta um estigma para o trabalhador, isto é, o facto de todos os trabalhadores serem idênticos leva a que um potencial empregador não tenha preconceitos do tipo “um trabalhador é mais imoral do que outro”. A única coisa que a empresa poderá inferir é que a empresa na qual esse trabalhador estava empregado anteriormente praticava um salário suficientemente baixo que não impedia a atitude de “fuga” ao trabalho. Desta forma, este modelo afastou da análise problemas de selecção adversa e *moral hazard* (os quais abordaremos mais à frente), limitando-se ao estudo do equilíbrio envolvendo restrições de quantidade.

existem circunstâncias em que o governo deve intervir na economia de forma a aumentar o bem-estar social oferecendo, nomeadamente, segurança aos trabalhadores desempregados.

As potencialidades do modelo *Shirking* têm sido colocadas a dois níveis. Em primeiro lugar, como admite a possibilidade do pagamento de "salários de eficiência" em sectores de actividade em que a empresa tem mais dificuldades em controlar e supervisionar as acções dos seus trabalhadores, tem fornecido uma boa explicação para a existência do fenómeno *dual labour markets*: sector primário e sector secundário. Assim, no sector primário, em que as tarefas são mais especializadas e conferem uma maior autonomia e responsabilidade ao seu executor, os salários seriam mais elevados do que o nível de pleno-emprego e de mais difícil entrada. No mercado secundário, pelo contrário, as tarefas sendo mais rotineiras, permitiriam mais facilmente a detecção de situações de *shirking* e, daí, as remunerações menos atractivas. Face a esta distinção, situações de desemprego involuntário persistente surgiriam, mais provavelmente, em economias em que os trabalhadores tivessem uma maior propensão para trabalhar no mercado primário, preterindo as actividades secundárias. A outra vantagem deste modelo é o fornecimento de ensinamentos sobre as dinâmicas do desemprego podendo, inclusivamente, explicar a persistência dos efeitos de choques temporários sobre o emprego.

Esta segunda ideia foi explorada por SAINT-PAUL (1995) que, numa extensão estocástica do modelo de Shapiro-Stiglitz, demonstrou que se as empresas pagassem salários de eficiência e tivessem algum grau de compromisso com uma política de emprego, então a dinâmica do emprego iria exibir histerese¹¹². A ideia subjacente era que uma flexibilidade de emprego excessiva, sem qualquer compromisso por parte da empresa de garantir os postos de trabalho no caso da ocorrência de choques desfavoráveis, incentivaria os trabalhadores a “fazer batota” se a probabilidade de perder o emprego, no caso de um “mau estado da natureza”, fosse elevada. Não havendo qualquer compromisso entre as duas partes, seriam pagos salários de eficiência para evitar que o trabalhador se esquivasse ao trabalho pois seria esta a única forma de induzir esforço¹¹³. Posto isto, uma política óptima para a empresa seria assumir um compromisso de manter o emprego quando se verificassem choques de pequena dimensão. Como resultado, tais choques não teriam grandes efeitos sobre o emprego agregado ficando, racionalizado, neste contexto, o fenómeno observado nas economias actuais de persistência considerável na taxa de desemprego.

¹¹² Uma das pretensões da abordagem Insider/Outsider (I/O), a qual revemos à frente, é que apenas num contexto I/O se pode entender o fenómeno *hysteresis*. O objectivo principal do *paper* de SAINT-PAUL (1995) era mostrar, precisamente, o exagero dessa pretensão mostrando que, embora não tão acentuadamente, também o modelo *shirking* era compatível com histerese na dinâmica do emprego.

¹¹³ Além desse compromisso de estabilidade de emprego representar um incentivo a um maior desempenho podia ter outras duas vantagens: (1) criar uma boa reputação para aquelas empresas relutantes ao despedimento em períodos de baixa procura e (2) evitar incorrer em alguns custos de rotação do trabalho, como os relativos ao pagamento de indemnizações no caso de despedimento.

Este entendimento do desemprego involuntário como uma força disciplinadora da *performance* dos trabalhadores empregados nas empresas tem sido objecto de algumas críticas. Uma questão importante que se tem colocado é se não haveria outros métodos mais eficazes e menos custosos (em termos económicos e sociais) de vincular a um maior esforço no trabalho, como a oferta de títulos (que podiam ser retirados se os trabalhadores se esquivassem ao trabalho) e/ou a cobrança de jóias à entrada de um novo emprego (a serem devolvidas no caso de um total empenho na actividade laboral). Assim, através deste sistema de regalias e de penalizações, criaram-se iam incentivos a um maior esforço no trabalho, eliminando a ocorrência de desemprego involuntário¹¹⁴.

O Modelo *Labor Turnover*

Esta abordagem, tal como a anterior, estipula que os trabalhadores estarão mais ligados a um determinado emprego se o salário pago for mais elevado naquela empresa do que nas restantes. Em economias onde os custos de rotação de trabalho (*turnover costs*) são maiores, as empresas terão uma maior tendência para pagar salários relativamente mais elevados de forma a evitar a rotação do seu "pessoal". Assim, se todas as empresas forem idênticas, o equilíbrio será possível com um salário acima do nível concorrencial e desemprego involuntário.

MACLEOD e MALCOMSON (1995) abordaram, precisamente, a influência dos custos de rotação sobre as propriedades cíclicas dos salários e do emprego. Os *turnover costs* foram definidos como os custos envolvidos no procurar, admitir e treinar novos empregados ou aqueles envolvidos com o despedimento por força do estabelecido no contrato ou por lei. Podiam, ainda, resultar de restrições legais e atrasos na finalização dos contratos de trabalho. Todos estes custos tornavam penoso fazer rotação de empregados, e tinham, consequentemente, um impacto significativo em termos da dinâmica salarial e do emprego, dado que a empresa pagaria salários suficientemente elevados para “prender” os trabalhadores. Este salário de eficiência era superior ao salário concorrencial e não era revisto em resposta a perturbações do estado da natureza, mantendo-se rígido.

Donde esta abordagem parece uma boa candidata para explicar o facto de, normalmente, se verificar que os despedimentos incidem sobre as pessoas menos qualificadas dentro de uma empresa. Isto porque se houver necessidade de redução da força de trabalho em períodos de quebra na procura, é natural que os trabalhadores a “dispensar” sejam os menos especializados pois, do ponto de vista da empresa, serão os que representam o menor investimento em termos dos custos de contratação, treino e aprendizagem.

¹¹⁴ Nomeadamente, MACLEOD e MALCOMSON (1995) demonstraram que a ameaça de um despedimento potencial podia ser substituída eficazmente pela introdução de um bónus de produtividade.

O Modelo *Adverse Selection*

O modelo *adverse selection* pressupõe que a empresa pode optar pelo pagamento de um salário de eficiência como meio de efectuar uma selecção racional de trabalhadores mais qualificados. Isto acontece, mais frequentemente, quando a empresa dispõe apenas de informação imperfeita sobre as capacidades dos seus trabalhadores, que são heterogéneos ao nível das qualificações para uma determinada tarefa. Ao oferecer um salário acima do nível de mercado concorrencial, a empresa tenta resolver um problema de *moral hazard*, ou seja, de assimetria de informação sobre as verdadeiras aptidões dos trabalhadores. Implícita está a presunção de que um trabalhador, ao oferecer-se por um salário abaixo do nível corrente no mercado, é de qualidade duvidosa (*a lemon*). Adicionalmente, esta explicação também se aplica às saídas, no sentido em que é mais provável que os trabalhadores mais produtivos de uma empresa a abandonem se esta efectuar cortes salariais em períodos de recessão.

No estudo já referido, MACLEOD e MALCOMSON (1995) analisaram também as implicações sobre o comportamento do emprego e dos salários do facto da empresa ter dificuldades em verificar a *performance* do empregado. A atenção recaiu sobre aquelas empresas onde o esforço do trabalhador não era prontamente observável ou, na melhor das hipóteses, podia sê-lo mas com custos muito elevados. Assim, os empregados detinham algum grau de controlo sobre o seu desempenho. Neste contexto, e partindo do pressuposto base do salário de eficiência (o esforço é função crescente da remuneração), os autores apontavam o interesse da empresa celebrar contratos em que o salário era superior à produtividade marginal do trabalho (PMG_L) de forma a “prender” os trabalhadores mais qualificados.

Os Modelos Sociológicos

Os modelos sociológicos têm como subjacente a ideia de que o pagamento de salários de eficiência resulta do facto dos trabalhadores fazerem depender o seu moral e lealdade para com a empresa da justiça aferida pelo salário recebido (*fair wage*)¹¹⁵. Mesmo no caso de aumento do desemprego haveria como que um hábito social adquirido de que os salários não sofreriam reduções, pois isso implicaria uma desmoralização dos trabalhadores com efeitos nefastos sobre a sua produtividade. Neste sentido, a rigidez salarial real é, neste tipo de modelos, ditada por convenções sociais e princípios de comportamento do tipo sociológico, enquanto nas abordagens anteriores se devia a pressupostos de maximização do lucro individual.

Um aspecto importante desta abordagem é a sua previsão de que salários de eficiência serão pagos, com maior probabilidade, em actividades em que o trabalho em grupo é

¹¹⁵ O argumento *fair wage* fundamenta-se na teoria da equidade da psicologia social e na teoria da troca social da sociologia, fortemente sustentáveis por estudos empíricos. Contudo, a relação entre justiça e desempenho não é uma descoberta recente de psicólogos e de sociólogos; ela está de acordo com o senso comum, encontrando-se presente na experiência pessoal de toda a gente.

determinante, pois considera-se que é nas interações mútuas que os trabalhadores adquirem sentimentos de solidariedade e de lealdade entre si e para com a empresa em que trabalham.

Num artigo muito citado, AKERLOF e YELLEN (1990) introduziram a hipótese *fair wage-effort* (FWE) e exploraram as suas implicações. O raciocínio subjacente é simples: os trabalhadores têm uma percepção de qual o salário justo (w^*) e se, efectivamente, receberem menos do que esse valor (w), exercerão apenas uma fracção do esforço normal (que é igual à unidade). Assim, a hipótese FWE pode ser traduzida pela expressão:

$$(2.16) \quad e = \min (w/w^*; 1)$$

Se o trabalhador recebe um salário efectivo igual ou superior a w^* irá contribuir com o pleno esforço ($e = 1$)¹¹⁶. Por outro lado, se w^* exceder o salário concorrencial registar-se-á desemprego involuntário.

Mas, coloca-se a questão: “como se determina o salário justo?”. A maior parte dos estudos, nomeadamente nas áreas da sociologia e da psicologia social, assumem, implicitamente, um dos dois pressuposto quanto à determinação do salário justo: (1) “é aquele que foi anteriormente estipulado pelas partes” ou (2) “é aquele que é auferido pelos outros trabalhadores”. Na segunda hipótese, se os trabalhadores se compararem com aqueles outros que têm ocupações semelhantes - os seus “substitutos próximos” - o equilíbrio será segregado e os trabalhadores irão trabalhar em diferentes empresas; o trabalho será afectado ineficientemente, mas não haverá problemas de desemprego. Se, contudo, os trabalhadores se compararem com outros que têm ocupações diferentes - os seus “complementares” na produção - o equilíbrio caracterizar-se-á por desemprego para trabalhadores de baixas qualificações ou por mercados de trabalhos duais, em que as disparidades salariais são em desfavor dos trabalhadores menos qualificados. Neste caso, estas pessoas sentir-se-ão insatisfeitas e “marginalizadas” relativamente aos outros grupos que recebem salários mais elevados.

No seu estudo, Akerlof e Yellen assumiram que a noção de salário era formada por comparação com o obtido por outros trabalhadores semelhantes da mesma empresa. Os factores que afectavam o cálculo de w^* eram as condições de mercado (trabalhadores de procura mais baixa esperavam um w^* menor) e o salário *market clearing*. Como resultado, o salário w^* de um grupo de trabalhadores era determinado pela média ponderada do salário obtido pelo grupo de referência e do salário *market clearing*. Sob tais pressupostos, os autores apresentaram evidência extensiva de que o esforço dos trabalhadores era afectado por forças como a raiva, inveja e gratidão, fundamentando a ideia de que os trabalhadores que acreditavam estar a ser mal pagos, com $w < w^*$, se sentiam injustiçados. Como consequência, estes últimos reduziam o seu esforço abaixo do nível que ofereceriam se estivessem totalmente satisfeitos, ou seja, quando $e = w/w^*$,

¹¹⁶ Segundo os autores, os trabalhadores não aumentam o seu *input* se estiverem a obter “sobrepagamento”, isto é, para $w > w^*$ o esforço continua a ser unitário ($e = 1$).

ajustando a sua produção ao nível do pagamento recebido¹¹⁷. Tal comportamento era possível porque os trabalhadores detinham um controlo considerável sobre o seu próprio esforço.

Da análise efectuada, pode-se concluir que a empresa tem várias vantagens ao efectuar o pagamento de um salário justo, relacionadas com a satisfação, motivação e realização profissional dos seus trabalhadores, como: (1) redução dos custos de rotação do trabalho; (2) diminuição da probabilidade dos trabalhadores se sindicalizarem; e, (3) fomentar o desenvolvimento de outras capacidades dos gestores que não a mera preocupação com o objectivo de maximização do lucro. Por outro lado, a FWE oferece uma explicação consistente para o facto da existência de diferenciais salariais entre indústrias (principalmente naquelas em que existe menor mobilidade de mão-de-obra) e para as menores taxas de desemprego observadas naquelas ocupações onde a média salarial é mais elevada e os trabalhadores tem maiores habilitações e são mais especializados (logo, de mais difícil monitorização)¹¹⁸.

Finalmente, é de referir que a teoria do “salário de eficiência” baseada na hipótese FWE não está sujeito às críticas habituais de que esquemas de *bonding* ou contratos mais complicados reduziriam ou eliminariam o desemprego. Isto porque, como aqui o que está em causa é o princípio de justiça, se tais obrigações fossem consideradas injustas então não teriam qualquer efeito.

O Modelo Ameaça de Sindicalização

Esta última variante dos modelos “salário de eficiência”, o modelo “ameaça de sindicalização”¹¹⁹, prevê que as empresas desejem pagar salários relativamente mais elevados do que o nível concorrencial como meio de manter a uma certa estabilidade na sua empresa e de desincentivar a formação ou o aumento do poder sindical. Este “medo” da entrada na empresa de novos trabalhadores afectos a algum sindicato, ou de um maior poder de reivindicação dos já existentes, é justificado pelo facto do poder de contestação sindical poder ser, potencialmente, usado para “desviar” parte dos rendimentos da empresa para os trabalhadores.

Também aqui se coloca o problema da não consideração de outras formas alternativas ao pagamento de salários mais elevados. Assim, para evitar a sindicalização, a empresa poderia optar pela doação de títulos (que poderiam ser retirados no caso do trabalhador aderir a algum sindicato) ou a mera estipulação contratual de uma cláusula que proibisse a adesão a alguma organização sindical.

¹¹⁷ Para documentar a existência destes sentimentos, os autores fazem referência a alguns trabalhos empíricos da escola de relações humanas, os quais referem, precisamente, que não existe nenhum outro factor na área das relações laborais que provoque maiores danos morais, maior insatisfação pessoal, encorajamento ao absentismo e à rotação do trabalho ou sabotagem de aumentos na produção, do que as desigualdades injustas nas taxas salariais praticadas para indivíduos dentro do mesmo grupo e na mesma empresa.

¹¹⁸ Contrariamente, modelos de disciplina-trabalhador, como o de SHAPIRO e STIGLITZ (1984), previram maior desemprego para trabalho qualificado do que para o não qualificado, a menos que a atitude de *shirking* produzisse maior utilidade para os trabalhadores não qualificados do que para os qualificados.

¹¹⁹ Tanto em YELLEN (1984) como em KATZ (1986) é efectuada uma revisão das várias variantes dos modelos “salário de eficiência”. Contudo, a abordagem “ameaça de sindicalização” apenas é mencionada por Katz.

A encerrar este ponto diríamos que a teoria dos salários de eficiência tem reunido em torno de si uma forte e influente adesão e fomentado uma literatura empírica crescente. Contudo, também foram apontadas algumas limitações à sua capacidade de descrever a existência de desemprego involuntário¹²⁰. Desde logo, tais modelos sofreriam de uma inconsistência teórica pois, ao utilizar a função de produção clássica, basearam-se em fundamentos microeconómicos neoclássicos para explicar desemprego involuntário. Por outro lado, tal metodologia parece envolver um paradoxo teórico relativamente à análise keynesiana. Isto é, ao basear a teoria do desemprego involuntário sobre rigidez salarial tal não implicaria que a solução de mercado (a flexibilidade salarial) era a requerida em vez da intervenção governamental, como proposto pela maioria dos economistas novo-keynesianos?

Com efeito, os modelos “salário de eficiência” têm sido fortemente atacados sobretudo porque consideram proveitoso pagar salários acima do nível *market clearing* como forma de incentivo ao esforço dos trabalhadores, quando haveria outro tipo de mecanismos de compensação que, gerando o mesmo efeito, poderiam eliminar o desemprego involuntário. O pagamento líquido dos trabalhadores às empresas no momento da contratação (como menores salários durante a fase de aprendizagem ou a cobrança de “jóias” à entrada no emprego) poderia fornecer um incentivo suficiente para um maior esforço no trabalho e gerar custos significativos de mobilidade entre empregos. Reagindo a esta crítica, AKERLOF e KATZ (1989) definiram o conceito *worker’s trust fund* mostrando a sua relevância na análise de um modelo “salário de eficiência” padrão e provaram que a proposição “o melhor é pagar um prémio salarial acima dos níveis salariais de concorrência perfeita” para evitar que os trabalhadores “fujam” ao esforço, é verdadeira na maior parte dos casos¹²¹. Os resultados obtidos ajustam-se à observação que as empresas não impõem aos trabalhadores qualquer tipo de vínculo no início das carreiras considerando mais proveitoso estipular pensões e outro tipo de esquemas de pagamentos deferidos.

Evidência Empírica

A literatura dos salários eficientes é aquela que tem recebido uma melhor fundamentação empírica. No entanto, alguns dos modelos “salário de eficiência” revelaram-se mais capazes do que outros para explicar alguns fenómenos relativos ao funcionamento do mercado de trabalho.

Nos já citados trabalhos de BLINDER e CHOI (1990) e de CAMPBELL III e KAMLANI (1997), ambos com o objectivo principal de investigar a natureza e as fontes de rigidez nas políticas

¹²⁰ Veja-se WOJICK e PERNECKY (1994) para uma revisão.

¹²¹ Este estudo representa uma mera confrontação entre modelos *bonding* e modelos *efficiency wage*, sendo que a única diferença entre eles reside, respectivamente, na presença ou ausência de um pagamento à entrada para um emprego (*up-front bond*). Também BLANCHARD (1991: 282) considerou como um dado que esquemas “*bonding*” eram limitados e inflexíveis.

salariais de empresas americanas fixadoras de salários¹²², os resultados conferiram um maior suporte empírico a explicações teóricas baseadas em factores sociológicos do que aos de índole económica. Efectivamente, tudo pesado, as considerações de justiça foram as que assumiram maior importância na sua relação com o esforço desenvolvido pelos trabalhadores. Igualmente, em ambos os trabalhos foi encontrado um forte suporte empírico para a explicação “custos de rotação do trabalho”. As discordâncias surgiram relativamente aos modelos “selecção adversa” e “fuga ao trabalho”. Assim, enquanto que os resultados de Blinder e Choi lançaram fortes dúvidas sobre a validade empírica do modelo “selecção adversa” e deram suporte significativo a considerações “*shirking*”, no estudo de Campbell III e Kamlani foi concluído precisamente o oposto¹²³.

O facto de Campbell III e Kamlani não terem encontrado uma sustentação sólida para as explicações que enfatizam a atitude de *shirking* na explicação da rigidez salarial real é um resultado surpreendente, na medida em que este argumento tem aparecido com grande consistência noutros estudos empíricos, como os realizados por CAPPELLI e CHAUVIN (1991) e por KRUEGER (1991), também para dados da indústria americana¹²⁴. Efectivamente, a versão *shirking* de Shapiro e Stiglitz recebeu uma forte sustentação em ambos os trabalhos, onde foi descoberta uma ligação estreita entre maiores salários e menores níveis de “fuga” ao esforço. Adicionalmente, Capelli e Chauvin também encontraram suporte empírico para o argumento de que os custos relativos a processos de despedimento (associados com a perda dos prémios salariais) influenciavam a incidência de problemas disciplinares motivados por actividades *shirking*. Por sua vez, os custos de despedimento eram afectados por factores como elevadas taxas de desemprego no mercado de trabalho local e a maior “senioridade” da força de trabalho e, consequentemente, eram elementos desincentivadores de atitudes de “fuga ao trabalho”. Finalmente, a evidência também apontou para uma relação inversa entre taxas de processos disciplinares e as taxas de sindicalização em cada fábrica.

¹²² O trabalho de Campbell III e Kamlani surgiu como um desenvolvimento de estudos anteriores, nomeadamente do efectuado por Blinder e Choi com base no inquérito a 19 grandes empresas americanas, no sentido da sua extensão a uma amostra de empresas mais representativa a quem foram colocadas um conjunto de questões mais detalhadas. De facto, deve ser realçada a importância deste estudo, dado que constitui uma abordagem extremamente completa relativamente à consistência empírica das várias fontes de rigidez real no mercado de trabalho.

¹²³ De realçar também o facto, salientado neste estudo, de que as razões de rigidez salarial real diferirem entre grupos ocupacionais conforme a qualificação dos trabalhadores, e entre empresas conforme a sua dimensão. Assim, para os trabalhadores mais qualificados (“colarinhos brancos”) foi encontrado forte suporte para a hipótese de que as empresas mantinham os salários constantes devido ao receio que os seus trabalhadores saíssem da empresa e aos custos de rotação (principalmente os relativos à contratação e treino de nova força de trabalho especializada). Já no que toca aos trabalhadores menos qualificados (“colarinhos azuis”) foi encontrada validação empírica para explicações de que o salário afecta o esforço e para a teoria dos contratos implícitos. Adicionalmente, custos de contratação e de treino também apareciam como um factor razoavelmente importante na explicação da rigidez salarial, embora de menor grau de importância relativamente aos “colarinhos brancos”.

¹²⁴ A análise de Capelli e Chauvin recaiu sobre dados de várias fábricas de uma grande empresa da indústria automóvel enquanto a de Krueger incidiu sobre a indústria *fast food*.

Ao nível da investigação dos fundamentos empíricos para a teoria “salários de eficiência”, um tema que tem sido muito explorado é a existência de diferenciais salariais significativos e persistentes entre indústrias para trabalhadores semelhantes. De facto, tal tem sido documentado em vários estudos como uma regularidade empírica, dado o seu perfil de estabilidade ao longo do tempo e de comportamento semelhante para países com mercados de trabalho distintos¹²⁵. KRUEGER e SUMMERS (1988) e de GIBBONS e KATZ (1992) figuram entre os estudos mais referenciados sobre este tema, dado que demonstraram que tais diferenciais salariais não são transitórios nem resultado de manobras particulares acordadas em negociações colectivas particulares ou produto de intervenções governamentais nos mercados de trabalho. Por outro lado, os resultados daqueles trabalhos sugerem que nenhum modelo individual tem capacidade para apresentar uma explicação cabal para o fenómeno dos diferenciais salariais, na medida em que as diferentes teorias explicam mais convenientemente diferentes sectores do mercado de trabalho.

Adicionalmente, outros factores que se revelaram importantes nos estudos sobre grandes diferenciais salariais interindustriais foram a dimensão e rendibilidade das empresas. Relativamente ao primeiro factor, Krueger e Summers documentaram que as empresas de maior dimensão pagavam salários mais elevados do que as de menor dimensão para trabalhadores aparentemente homogéneos. No segundo caso, na análise da aparente correlação salário/lucro destaca-se o trabalho de BLANCHFLOWER *et al.* (1996)¹²⁶, os quais testaram a previsão do modelo concorrencial de que, no longo prazo, os salários são independentes da rendibilidade das empresas. A principal descoberta foi que alterações na remuneração dos trabalhadores se seguiam a movimentos anteriores nos lucros, verificando-se que, à medida que empresas se tornavam mais prósperas, os trabalhadores recebiam uma maior parcela dos ganhos. Desta forma, tal resultado prova a inconsistência dos modelos de concorrência perfeita e confirma uma previsão central das teorias não concorrenciais de que na determinação salarial existem elementos de partilha da renda económica entre empresas e empregados.

Uma outra noção teórica sobre rigidez salarial real que tem sido testada na vertente empírica, sobretudo para explicações “salário de eficiência”, é de que os salários aumentam com o número de anos em que o trabalhador está ligado ao mesmo emprego/empresa, ou seja, aos factores “senioridade” e *job tenure*. O estudo de TOPEL (1991) conferiu consistência empírica a esta relação com a descoberta de que os retornos médios da “senioridade” eram substanciais e que as taxas de rotação estavam forte e negativamente relacionadas com o *job tenure*, face à

¹²⁵ Tal regularidade empírica apresenta-se como largamente difundida e afigura-se como uma das principais limitações dos modelos concorrenciais, dado que um dos seus pressupostos básicos é que as empresas são tomadoras de salários e praticam o mesmo salário para trabalhadores homogéneos, ou seja, a sua curva da oferta de trabalho é infinitamente elástica.

¹²⁶ Estes autores confrontaram as várias hipóteses teóricas, com recurso a uma amostra de 200000 trabalhadores a tempo inteiro da indústria manufactureira americana, no período 1964-1985.

constatação de que as taxas de abandono e de despedimento eram substancialmente menores entre trabalhadores com “mais anos de casa”¹²⁷.

2.3.3.1.3. Teoria *Insider/Outsider* e Sindicatos

A presença de sindicatos na economia tem sido considerada como uma via de introdução da concorrência imperfeita no mercado de trabalho. Nesse contexto, vários autores, entre os quais OSWALD (1979), McDONALD e SOLOW (1981) e CALMFORDS (1982), analisaram a influência do poder sindical nas negociações com os “empregadores” sobre os níveis dos salários reais e do emprego.

O primeiro tratamento do tipo de equilíbrio geral foi realizado por OSWALD (1979), onde se pretendia estudar a estrutura salarial de equilíbrio numa economia na qual existiam muitos sindicatos interagindo não cooperativamente, os quais exibiam um comportamento “imitativo” nas reivindicações salariais, isto é, cada sindicato esperava pelo aumento salarial conseguido por outro grupo sindical para tentar obter o seu próprio aumento. Essencialmente, esta análise mostrou que o equilíbrio no mercado de trabalho envolve efeitos de complementaridade estratégica entre as decisões salariais dos vários sindicatos, pois o salário ótimo para cada um deles é aquele que não deve ser alterado dadas as taxas salariais recebidas pelos outros sindicatos. Assim, mais uma vez, esta perspectiva contrasta com a visão convencional novo-clássica de que o equilíbrio tem de ser competitivo e os agentes *wage taking's*.

Numa outra direcção, apareceram modelos voltados para o problema de negociação salarial e que caíram sobre a designação abrangente de modelos *bargaining*. Dentro desta classe, destaca-se a abordagem de McDONALD e SOLOW (1981) que, retomando a linha de investigação de LEONTIEF (1946), apresentaram uma formalização do contrato salário-emprego eficiente, num modelo de equilíbrio parcial em que se pressupunha um monopólio bilateral entre uma empresa e um sindicato. Na negociação do contrato de trabalho de curto prazo, o sindicato, em representação dos interesses dos trabalhadores, pretendia obter mais emprego e maiores salários, contrariamente ao desejado pela empresa¹²⁸. Face aos interesses divergentes, as duas partes tentavam chegar, no âmbito da negociação, a uma solução que muito provavelmente implicaria cedências mútuas, com transferência de alguns dos ganhos da empresa para baixar a perda do sindicato ou o contrário,

¹²⁷ O autor recorreu a dados longitudinais sobre os ganhos salariais e histórias de trabalho de um painel de 1540 pessoas ao longo de 16 anos, para a economia americana. Concretamente, obteve que 10 anos de permanência no mesmo emprego implicava um aumento salarial no mínimo de cerca de 25% para um trabalhador típico, relativamente ao que ganharia de outra forma.

¹²⁸ Mais recentemente, LAYARD e NICKELL (1990), partindo do diagrama de McDonald e Solow, colocaram em dúvida o resultado de equilíbrio parcial de que uma negociação sobre salários e emprego é mais eficiente do que quando o sindicato apenas negocia sobre os aumentos salariais e a empresa fixa unilateralmente o emprego. Em particular, demonstraram que se a tecnologia de produção for do tipo Cobb-Douglas (com funções procura e utilidade de elasticidade constante) então a taxa de desemprego resultante é igual para ambos os tipos de negociação.

isto é, deslocando alguma da perda do sindicato para a empresa. O objectivo era encontrar uma solução equitativa que proporcionasse um rendimento eficiente para ambos, empregador e sindicato. Ora isto só seria conseguido com um salário real justo e estável, que reagisse pouco (ou nada) a flutuações da AD, enquanto o emprego poderia sofrer grandes variações. Admitindo que, no curto prazo, a mobilidade do trabalho é realmente fraca e as flutuações na procura afectam muitos sectores sincronizadamente, então as conclusões obtidas dos autores poderão ser importantes ao nível macroeconómico, tendo grandes implicações na explicação das flutuações cíclicas da economia.

Em tal contexto macroeconómico, a governo aparece claramente como um actor determinante e as suas políticas de emprego têm certamente uma influência decisiva no comportamento estratégico dos sindicatos. Foi este o enquadramento do trabalho de CALMFORDS (1982) onde, numa economia aberta, se assumia que um sindicato escolhia o salário enquanto que ao governo competia implementar políticas de incentivo ao emprego. A análise dos efeitos de um aumento dos gastos públicos sobre o emprego conduziu a um resultado contrário ao que é normal esperar. Assim, constatou-se que se os sindicatos integrassem as políticas governamentais no seu comportamento estratégico podiam, erradamente, entender tal aumento como uma indicação de uma regra de política keynesiana, levando a que os sindicatos exigissem um maior salário real e, consequentemente, o desemprego aumentaria. A principal conclusão foi, no entanto, que o salário real fixado pelo sindicato podia não coincidir com o salário real walrasiano de pleno-emprego, fornecendo, desta forma, uma explicação da existência de subemprego em equilíbrio.

A teoria *insiders/outsiders* (I/O) é, por seu lado, uma visão particular no âmbito das negociações entre as empresas e os trabalhadores, na qual se considera que as empresas vão apenas dialogar, de todos os trabalhadores disponíveis no mercado de trabalho, com os trabalhadores plenamente integrados neste mercado (os *insiders*), enquanto os trabalhadores desempregados (os *outsiders*) não são representados no quadro negocial e, logo, têm pouca influência na determinação salarial. É de salientar que a distinção entre *insiders* e *outsiders* não é meramente entre trabalhadores empregados e desempregados, mas entre grupos de trabalhadores com oportunidades de emprego diferentes: os *insiders* são aqueles agentes que experimentaram uma situação de emprego sem interrupção, enquanto os *outsiders* vivem, regularmente, em situação de desempregados, sendo menos "empregáveis" do que os *insiders*, desde logo, porque têm menos experiência e qualificação profissional.

No âmbito da abordagem I/O podemos distinguir dois ramos de investigação diferentes. Uma primeira linha enfatiza as consequências das negociações entre as empresas e os *insiders* em termos da ocorrência e persistência do desemprego involuntário. Numa outra linha de pesquisa independente, os modelos I/O tentam encontrar as razões que explicam o facto das empresas não despedirem *insiders* e contratarem para o seu lugar força de trabalho mais barata (*outsiders*).

Na primeira perspectiva situam-se os modelos que fornecem as razões pelas quais uma negociação conduzida unicamente por *insiders* pode gerar desemprego persistente. O mecanismo é simples de entender. Face a um choque temporário adverso na procura o número de *insiders* tende a diminuir. Contudo, os trabalhadores que se mantêm nas empresas, se tiverem um poder negocial forte, podem continuar a exigir aumentos salariais sem riscos acrescidos de serem despedidos. Se os salários negociados são mais elevados, o nível de emprego será menor.

Um modelo onde os salários eram negociados por muitos sindicatos separados em representação dos *insiders* de uma empresa, ou de um sector, foi apresentado por GOTTFRIES e HORN (1987). A ideia central era que o conflito de interesses entre *insiders* e *outsiders*, em relação aos postos de trabalho, e o poder de decisão salarial dos primeiros faziam com que, mesmo após um choque contraccionista (que provocava a redução de empregos no passado), o menor número de *insiders* utilizasse, no presente, o seu poder para aumentar os seus salários sem serem despedidos. Ora, os salários mais elevados implicavam que menos trabalhadores fossem contratados. Assim, choques temporários na AD geravam efeitos negativos e persistentes sobre o emprego.

De forma independente, um resultado semelhante foi derivado nos famosos artigos de BLANCHARD e SUMMERS (1986; 1987; 1988), autores a quem se deve a introdução do importante conceito de “histerese” na taxa de desemprego¹²⁹.

De acordo com esta hipótese de “histerese”, a taxa natural de desemprego (ou de equilíbrio) pode depender das taxas de desemprego dos períodos anteriores, durante um longo período. Donde, como aumentos da taxa de desemprego provocam mais *outsiders*, a taxa de desemprego tende a autosustentar-se porque os trabalhadores empregados negoceiam salários elevados e protegem unicamente os seus postos de trabalho. Por outro lado, como a taxa de desemprego de equilíbrio apenas reage a mudanças estruturais da economia, e como estas se processam muito lentamente ao longo do tempo, mesmo choques temporários poderão produzir efeitos persistentes sobre o nível de actividade económica. Desta forma, o fenómeno histerese aparece como uma explicação plausível da persistência do desemprego.

Na sua análise, Blanchard e Summers apreciaram situações alternativas quanto à interveniência dos *outsiders* na fixação salarial. Num primeiro caso, o salário era totalmente determinado pelos *insiders*; numa segunda versão, os *outsiders* exerciam alguma influência no processo salarial; e, por fim, analisaram o caso intermédio em que os *outsiders* tinham uma pressão diferente na negociação dos salários. Em qualquer das situações, e embora partindo de hipóteses diferentes, o resultado central era comum a todas elas: o desemprego seguia um percurso aleatório, sem qualquer tendência de regressar a uma dada taxa de equilíbrio.

¹²⁹ O qual motivou a partir de então uma profunda reflexão (KENNAN, 1986) e abriu uma nova avenida de investigação no domínio da explicação do desemprego (HALL, 1986a).

No modelo "*insider* puro", além de fixarem o salário, os trabalhadores instalados tinham prioridade no emprego (numa estrutura semelhante a de Gottfries e Horn). Os autores constataram que a taxa de desemprego corrente tornar-se-ia, simplesmente, na nova taxa de desemprego de equilíbrio, não transparecendo qualquer tendência da economia voltar a um qualquer valor de equilíbrio fixo, num efeito revelador de *hysteresis*. Assim, um determinado nível de desemprego tendia a persistir porque o poder *insider* estabelecia sempre os salários de forma a proteger os seus postos de trabalho.

Na segunda situação, menos extrema, os desempregados podiam exercer uma influência, embora pequena, nos salários pagos pelas empresas. Isto acontecia porque uma situação de maior desemprego significava uma "ameaça potencial" para os *insiders*, levando-os a aceitar salários mais baixos para garantir os empregos. Por outro lado, e olhando segundo o ângulo da empresa, maior desemprego significava uma opção atractiva de substituição por força de trabalho mais barata. Contudo, a objecção a esta hipótese de rotação de capital humano eram os seus elevados custos que, só em casos extremos, podiam ser compensados por diferenças salariais entre trabalhadores empregados e desempregados¹³⁰.

A posição intermédia é talvez aquela que melhor caracteriza a realidade europeia actual. Neste caso, só os desempregados de curta duração podiam interferir nos salários no sentido da baixa, enquanto os desempregados de longa duração tinham um efeito negligenciável sobre a fixação salarial. Isto acontecia por vários motivos. Por um lado, porque as qualificações vão atrofiando à medida que aumenta o período em que se está desempregado e, por outro, porque a intensidade da procura de emprego tende a declinar com o tempo, seja porque as pessoas se ajustam a um nível de vida mais baixo (suportado por subsídios de desemprego) ou, tão somente, devido a uma atitude de desencorajamento acerca das perspectivas de um novo emprego. Ora, a conjugação destes factores reforça, ainda mais, a força *insider* na negociação salarial.

Os modelos *hysteresis* têm, assim, grandes potencialidades para se imporem como uma teoria alternativa do desemprego, fornecendo uma explicação plausível da lentidão verificada nos mercados de trabalho (sobretudo nos europeus) e da persistência do desemprego na reacção à ocorrência de choques nominais. Uma outra implicação importante é a justificação para a adopção de políticas activas de gestão da procura, dado que está implícito que se as economias com taxas de desemprego elevadas forem deixadas ao arbítrio do funcionamento das forças de mercado, o desemprego continuará elevado para o futuro. Daí que seja sugerido aos governantes a prática de políticas dirigidas à diminuição do desemprego corrente, tendo como alvo particular o desemprego estrutural.

¹³⁰ As implicações da capacidade dos *insiders* manipularem *turnover costs* em seu favor, dificultando o acesso ao mercado de trabalho por parte dos *outsiders*, serão por nós analisadas no contexto da abordagem efectuada por LINDBECK e SNOWER (1988).

Numa segunda perspectiva, analisam-se as formas pelas quais os trabalhadores empregados utilizam o seu poder de mercado levantando barreiras à entrada daqueles que estão desempregados e, como tal, estariam dispostos a trabalhar por salários inferiores aos prevalecentes no mercado. Um estudo importante neste contexto foi realizado por LINDBECK e SNOWER (1988), que apresentaram uma explicação para a incapacidade dos *outsiders* encontrarem emprego mesmo quando estão preparados para trabalhar a salários inferiores aos dos *insiders*.

Parte-se da ideia que existem vários custos de rotação da força de trabalho, os quais são explorados pelos *insiders* no processo de determinação salarial, devido à manipulação das chamadas "actividades de cooperação" e "actividades de *harassment*". Na primeira classificação, cabem todas aquelas actividades em que os trabalhadores se ajudam mutuamente no processo de produção, aumentando a sua produtividade, enquanto que as actividades de *harassment* incluem as destinadas a tornar as actividades dos outros mais desagradáveis (principalmente através da danificação das relações pessoais) e, logo, aumentando a desutilidade destes no trabalho. Como os *insiders* podem adoptar actividades de cooperação entre si e estabelecer relações não amistosas com os novos trabalhadores da empresa, têm o poder de aumentar os *turnover costs* e, logo, de endogeneizar o seu poder no âmbito da negociação salarial, podendo alargar a sua margem além do salário "competitivo".

Em geral, os custos de substituição de *insiders* por *outsiders* podem assumir várias formas e atingir valores significativos mesmo na ausência de forças sindicais, como sejam: (1) os custos inerentes a novas contratações, ao treino, à aprendizagem e à resolução de litígios na altura dos despedimentos; (2) o impacto negativo sobre a produtividade e a estabilidade no trabalho dos recém-admitidos ("os entrantes") nas empresas, resultante de atitudes de não cooperação e de "discriminação" por parte dos *insiders*; e, (3) os efeitos prejudiciais sobre a moral de todos os empregados integrados na empresa, que resultariam de uma decisão de substituição de *insiders* (com salários mais elevados) por *outsiders* (com salários mais baixos), e que levariam a consequências nefastas sobre o esforço e empenho no trabalho e sobre a produtividade.

Mesmo que os trabalhadores desempregados conseguissem obter emprego (através de um acordo com as empresas para receber salários mais baixos do que os dos *insiders* de forma a compensarem as suas qualificações mais baixas para um tipo de função particular) seriam "vítimas" de discriminação, recebendo menos cooperação e sofrendo de atitudes de afastamento por parte dos trabalhadores já estabelecidos nas empresas. Como os *outsiders* têm consciência da sua produtividade mais baixa e da sua maior desutilidade para o trabalho, e por outro lado, as empresas não conseguem monitorizar as actividades de cooperação e de *harassment* dos *insiders*, o equilíbrio no mercado de trabalho será caracterizado por salários mais elevados que o nível concorrencial e desemprego involuntário.

Assim, e no âmbito da teoria sobre o desemprego, a abordagem I/O pode ser vista como uma literatura alternativa (mais complementar do que mutuamente exclusiva) a dos modelos de

"salário de eficiência", já que ambas focam as barreiras à entrada de indivíduos desempregados. A diferença é que, enquanto a abordagem I/O coloca o ênfase no poder de mercado dos trabalhadores "instalados" como obstáculo à contratação dos *outsiders*, as teorias do "salário de eficiência" explicam o desemprego através de informação assimétrica e poder de mercado das empresas na determinação salarial. Donde, pode-se afirmar que o desemprego deve ser entendido em termos de conflito de interesses entre as empresas e os trabalhadores desempregados no caso da literatura "salário de eficiência", enquanto nos modelos I/O, pelo contrário, o desemprego involuntário resulta de um conflito de interesses entre os *insiders* e os *outsiders*.

Por outro lado, a análise I/O tem implicações importantes em termos das variações cíclicas do mercado de trabalho. Nomeadamente, pode-se esperar que actividades de investimento tendam a gerar menos empregos em países em que o "poder *insider*" é mais forte do que em economias em que os *insiders* estão mais desorganizados. Adicionalmente, o comportamento dos salários e dos empregos em alturas de expansão e de recessão pode não ser simétrico. Numa recessão, a tendência será para salários estáveis e uma contracção do emprego via reformas e despedimentos, enquanto que, numa expansão, os salários podem sofrer acréscimos e as variações no emprego serem pequenas, ou mesmo inexistentes.

De salientar que, não obstante o reconhecimento das suas potencialidades como explicação para a evolução dos salários e do desemprego, a teoria I/O também está sujeita a uma série de objecções/limitações, as quais foram, inclusivamente, reconhecidas por Lindbeck e Snower¹³¹. Em primeiro lugar, poder-se-ia indagar das razões que levam a que, na realidade, se verifique que os trabalhadores "instalados" nalgumas empresas sendo capazes de manipular os respectivos custos de rotação não o fazem. Uma outra questão está ligada à entrada de novas empresas como fonte importante de redução do desemprego. Questiona-se ainda porque, estando a explicação do desemprego involuntário fortemente dependente do pressuposto de que a única forma de remuneração do trabalho são os salários, não usar contratos salariais diferentes (ligando, por exemplo, a remuneração ao *output* obtido, eliminando, assim, o desemprego). Por último, critica-se também o pressuposto de que "os *insiders* evitam que os *outsiders* arranjem emprego", pois parece que tal atitude impede o emprego de recuperar após uma recessão o que contraria a evidência empírica.

Evidência Empírica: o Caso Europeu

A abordagem dos sindicatos e a I/O despertaram o interesse a um número considerável de economistas que, na depressão europeia dos anos oitenta, viram a oportunidade para uma nova aplicação dos mecanismos de determinação de emprego envolvendo rigidez salarial real. De facto, as elevadas e persistentes taxas de desemprego na maioria dos países europeus levaram a que a

¹³¹ Contudo, como também demonstrado pelos autores, todas essas questões têm uma resposta plausível dentro da análise I/O.

hipótese de histerese começasse a ganhar força, desafiando o consenso até então dominante sobre a existência de uma taxa de desemprego no longo prazo consistente com uma taxa de inflação estável (NAIRU).

Como referimos, a maioria dos modelos novo-keynesianos incorporaram a hipótese da taxa natural de desemprego de Friedman-Phelps, cuja principal implicação era a aceitação da neutralidade monetária de longo prazo. Ou seja, os novo-keynesianos defendiam que uma política económica podia e devia ser usada para ajudar uma economia a mover-se de uma recessão para o seu nível natural de longo prazo mais rapidamente, mas avisando que tal não podia sustentar indefinidamente um produto crescente. A possibilidade de histerese veio desafiar este consenso pois, ao admitir que uma recessão pode ter efeitos de longa duração sobre a economia e deixar cicatrizes, mesmo depois de já ter passado, nega a possibilidade de uma taxa de desemprego de longo prazo para a qual converge a economia.

A explicação da evolução do desemprego europeu ao longo do tempo e entre os vários países provou ser uma tarefa difícil, dada a grande dispersão dos dados. Em BLANCHARD e WOLFERS (1999) e BLANCHARD (2000) são examinados os progressos efectuados no âmbito da investigação empírica sobre a persistência de elevados níveis de desemprego nos países da Europa ocidental, desde a década de setenta.

Os primeiros estudos enfatizaram o papel de choques adversos do lado da oferta, como os choques petrolíferos e a queda do crescimento da produtividade, no aumento contínuo da taxa de desemprego europeia desde meados dos anos setenta. Contudo, como os autores demonstraram, embora pudessem potencialmente explicar o aumento geral do desemprego europeu ao longo dos últimos 30 anos, tais choques não diferiam o suficiente entre os países de forma a explicar a variação da taxa de desemprego entre eles.

Nos anos oitenta, mudando de rumo, as explicações voltaram-se para o papel adverso das instituições do mercado de trabalho, incidindo sobre os obstáculos que se colocam ao restabelecimento do equilíbrio através da flexibilidade salarial. Radica o problema do desemprego na rigidez dos mercados de trabalho (“euroesclerose do desemprego”), resultante de factores como: (1) protecção ao emprego consubstanciada em regulamentação legal excessiva das políticas de contratação e de despedimento; (2) poder sindical; (3) subsídios de desemprego generosos; (4) institucionalização de salários mínimos cada vez mais altos; ou, (5) custos extra-salariais significativos, como as contribuições para a segurança social e para fundos de pensões.

A evidência obtida por NICKELL (1997) mostrou-se, em geral, favorável a tal relação entre a taxa de desemprego e as instituições do mercado de trabalho. O autor analisou dados para um conjunto de 15 países da Europa Ocidental (Espanha, Bélgica, Irlanda, França, Finlândia, Reino Unido, Alemanha, Holanda, Dinamarca, Portugal, Áustria, Itália, Suécia, Noruega e Suíça) e 5 fora do continente europeu (EUA, Canadá, Nova Zelândia, Austrália e Japão), no período entre 1983 e 1994. Usando as estatísticas da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE), Nickell construiu índices para duas instituições “protecção ao emprego” e

“tratamento do desempregado” e cinco variáveis para sumariar a estrutura dos sistemas de determinação salarial¹³², as quais foram usadas como variáveis explicativas em regressões explicativas da taxa de desemprego total, taxa de desemprego de longa duração e taxa de desemprego de curta duração.

O autor concluiu que, de facto, desemprego elevado estava associado a: (1) subsídios de desemprego mais generosos, combinados com pouca ou nenhuma pressão sobre o desempregado para obter trabalho e baixo nível de intervenção activa para aumentar a capacidade ou desejo do desempregado para trabalhar; (2) elevada taxa de sindicalização, com salários a serem negociados colectivamente e falta de coordenação (quer entre sindicatos quer entre empregadores) na negociação salarial; (3) altas taxas de imposto sobre o trabalho ou a combinação com altos salários mínimos para jovens associadas a elevada carga fiscal total; e, (4) pobres padrões educacionais. Por sua vez, os tipos de rigidez do mercado de trabalho que não apareciam com implicações sérias sobre os níveis médios de desemprego eram: (1) a legislação de protecção ao emprego e legislação em geral sobre padrões laborais; (2) os níveis do subsídio de desemprego, se acompanhados pela pressão dos desempregados obterem trabalho; e, (3) altos níveis de sindicalização e cobertura sindical, desde que contrabalançados por elevados níveis de coordenação na negociação salarial, particularmente entre os empregadores.

Esta posição que baseia o desemprego europeu na rigidez dos mercados de trabalho enfrenta, contudo, em problema empírico que lhe retira sustentação. O facto é que a regulamentação dos mercados de trabalho e o peso do Estado Providência eram nitidamente mais expressivos na década de sessenta, quando o desemprego europeu era baixo. Pelo contrário, desde o início dos anos oitenta que a tendência foi de uma maior flexibilidade, uma redução no peso dos sindicatos na economia¹³³ e uma maior precariedade do emprego (forte crescimento do trabalho em *part-time*) e, não obstante, o desemprego manifestou uma tendência crescente. Donde, o problema empírico com a explicação “instituições do mercado de trabalho” é que muitas dessas instituições estavam também presentes quando o desemprego era baixo (e similar entre países), ou

¹³² Para a instituição “protecção ao emprego”, Nickell usou dois índices. O 1º baseava-se na força da estrutura legal relativa a contratação e despedimentos, sendo os países ordenados numa escala de 1 a 20, por ordem crescente da sua regulamentação. O outro índice, o “padrão laboral”, incluía 5 dimensões (tempo de trabalho, contratos a prazo, protecção ao emprego, salários mínimos e direitos de representação dos trabalhadores), com cada país a receber entre 0 (sem legislação) ou 2 (legislação restrita) em cada uma das 5 dimensões. Na 2ª instituição - “tratamento do desempregado” - foram considerados três índices: a “taxa de substituição dos sistemas de subsídio de desemprego”, a “duração dos subsídios de desemprego” e as “políticas activas no mercado de trabalho”. Para caracterizar a estrutura dos sistemas de determinação salarial usou como variáveis: “percentagem de trabalhadores sindicalizados”, índice de cobertura sindical, “coordenação da negociação salarial”, “carga fiscal sobre os salários” e “carga fiscal total”.

¹³³ O que vem contrariar a posição daqueles que exploraram a ideia de que o controlo das centrais sindicais sobre a entrada de trabalhadores na força de trabalho era o principal factor explicativo do problema de desemprego europeu, na medida em que os sindicatos “forçavam” a rigidez salarial contra a vontade dos trabalhadores desempregados. Contudo, parece não ser de exagerar tal divisão entre sindicatos e trabalhadores desempregados, especialmente, se tivermos em conta a evolução do papel dos sindicatos nas últimas décadas, como concluíram BURDA e WYPLOSZ (1993: Cap. 5) na sua análise, com base em informação estatística, da influência do movimento sindical na determinação do salário real nos principais países da OCDE.

seja, embora possa, potencialmente, explicar as diferenças actuais entre países não é capaz de explicar a evolução do desemprego ao longo do tempo.

BLANCHARD e WOLFERS (1999) e BLANCHARD (2000) argumentaram a favor de uma terceira classe de explicações: interacção entre choques e instituições do mercado de trabalho. Os autores exploraram empiricamente a ideia de que os efeitos de um dado choque sobre o desemprego podem ser de grande amplitude e de longa duração, dependendo das instituições específicas do mercado de trabalho. Em particular, um choque adverso terá efeitos mais nefastos sobre o desemprego numa economia com baixos fluxos de entrada e saída do mercado de trabalho e maior desemprego de longa duração, pois, como decorre da hipótese de histerese, o risco dos trabalhadores se tornarem desencorajados e desenraizados é maior, reduzindo a pressão do desemprego sobre o salário e reduzindo a velocidade de retorno a um desemprego mais baixo.

Usando a mesma amostra de 20 países de NICKELL (1997), mas estendendo-a ao período 1960-1995, BLANCHARD e WOLFERS (1999) concluíram que especificações baseadas na interacção entre choques e medidas das instituições do mercado de trabalho forneciam bons resultados estatísticos para o que foi observado no desemprego ao longo do tempo e entre países nas últimas três décadas. Em particular, encontraram que as diferenças na resposta do desemprego a choques entre países podiam estar estatisticamente relacionadas com diferenças nas instituições¹³⁴. As regressões *panel-data* de Blanchard e Wolfers sugeriam que, por exemplo, baixa coordenação negocial, subsídios de desemprego com duração elevada e alta protecção ao emprego levavam, conjuntamente, a efeitos maiores e de maior duração sobre o desemprego.

Os resultados foram mais fracos quando os autores usaram instituições variáveis no tempo, em que os efeitos dinâmicos dos choques não eram consistentes com a teoria. Adicionalmente, questões como as relativas à exacta natureza dos choques, à sua importância relativa e às respectivas alterações nas instituições ou aos mecanismos exactos através dos quais as instituições e os choques interagem, não foram respondidas. O estudo de BLANCHARD (2000) surgiu como uma tentativa de esclarecer tais temas.

Em particular, na parte onde focou especificamente as interacções entre as instituições e os choques (*Lecture 3*), Blanchard construiu um modelo que tomava em consideração a importância dos fluxos no mercado de trabalho e permitia discutir os efeitos em exclusivo da instituição “protecção ao emprego”¹³⁵.

¹³⁴ São apresentados, como exemplo, dois casos extremos: o dos EUA e a Espanha. Nos EUA, o conjunto de instituições era de molde a amortecer os efeitos dos choques sobre o desemprego e, logo, a permitir a verificação de uma taxa natural de desemprego; pelo contrário, na Espanha, as instituições pareciam amplificar os efeitos de tais instituições sobre o desemprego.

¹³⁵ Instituição escolhida porque foi aquela em que se fizeram maiores progressos. De facto, a investigação teórica e empírica mostrou que a protecção ao emprego muda a natureza do trabalho, tornando os mercados mais esclerosados. Contudo, os progressos relativos ao entendimento das implicações de tal esclerose para os efeitos dos choques sobre o desemprego foram poucos. O próprio autor confessou que usou o argumento histerese informalmente durante muito tempo, mas que guardou o trabalho mais árduo (a avaliação da sua importância quantitativa) para mais tarde.

Inicialmente, com recurso a dados de 17 países da OCDE (os 15 membros da União Europeia (UE), os EUA e o Canadá), o autor mostrou que, efectivamente, a protecção ao emprego torna os mercados de trabalho mais esclerosados, isto é, caracterizados por menores fluxos de trabalhadores e maior duração do desemprego.

Numa segunda fase, para explorar o tema da histerese (ou seja, que o desemprego de longa duração não exerce muito efeito sobre os salários, levando a maiores e mais persistentes efeitos dos choques sobre o desemprego), o autor focou a interacção entre os choques, o desemprego de longa duração e a dependência da duração. Blanchard efectuou uma tentativa de quantificação de tal “dependência da duração” com dados para os EUA e para Portugal, casos extremos de países com, respectivamente, reduzido e elevado desemprego de longa duração. Os resultados foram de molde a concluir que a dependência da duração do desemprego não gerava grandes efeitos, pelo menos em relação a efeitos de *steady-state* de choques permanentes¹³⁶.

Em suma, embora os argumentos causais da histerese façam sentido, a sua relevância quantitativa é muito mais limitada do que o previsto por aqueles, sendo incapaz de gerar o tipo de interacções sugeridas por discussões causais ou pela evidência *panel-data*.

Face ao que foi supra referido, entende-se porque permanece, actualmente, um intenso debate sobre as origens e quais as políticas de combate aos números preocupantes do desemprego europeu.

2.3.3.2. MERCADO DO PRODUTO

No mercado do produto, um modelo de rigidez real explica porque uma empresa pode escolher manter constantes o seu preço real ou a margem preço-custo marginal (GORDON, 1990: 1149).

Como para o termo “rigidez de preços” ter significado é necessário que os agentes “fixadores de preços” tenham algum poder de mercado, o estudo da rigidez real de preços envolve a análise em estruturas de mercado de concorrência imperfeita. Esta, em combinação com outras características das economias, ajudará ao entendimento das razões que levam uma empresa a manter inalterados o seu preço relativo ou o seu *markup* do preço sobre o custo marginal.

Podemos agrupar as várias contribuições novo-keynesianas que abordaram a rigidez real no mercado de produtos, no âmbito geral da investigação em concorrência imperfeita em: mercado de clientes, modelos de inventário e *markups* contracíclicos.

¹³⁶ Concluiu, por exemplo, que um choque que fazia aumentar a taxa de desemprego de 5% para 10% nos EUA, em Portugal implicava um aumento da mesma taxa de 5% para 12%.

2.3.3.2.1. Mercado de Clientes

Os ajustamentos via quantidades que se observam na maior parte dos mercados de produtos devem-se à ausência de mecanismos instantâneos de equilíbrio e conduzem à persistência da inflação. Este argumento, apresentado por OKUN (1975), foi extraído de vários percursos da literatura e conduziu à definição do conceito de mercados de clientes.

A ausência de equilíbrio no mercado pode ter a ver com múltiplos factores que provocam desvios do paradigma concorrencial. Okun enfatizou a presença de custos de informação, entendidos, em termos gerais, como relações de confiança estabelecidas entre fornecedores e clientes, custos de previsão e elementos de “*fairness*”, e derivou as suas implicações para o comportamento dos preços dos produtos e dos factores.

A ideia subjacente é que os custos de informação geram relações contratuais implícitas de longo prazo entre empregadores e empregados e entre clientes e fornecedores. Estas relações criam uma zona de indeterminação para os salários e os preços e a necessidade de fórmulas “justas” para a partilha de excedentes monopolistas bilaterais. Ao colocar o preço e o salário num contexto de longo prazo, os custos informacionais aumentam os desfasamentos e enfraquecem as relações casuais entre alterações da procura e variações dos preços e salários.

De facto, as relações cliente-fornecedor nos mercados de clientes são paralelas aos acordos de longo prazo entre empregador e empregado no mercado de trabalho; as diferenças colocam-se, meramente, em termos dos papéis desempenhados pelas partes. Também no mercado do produto existem contratos implícitos entre os compradores e vendedores dos bens e serviços, como um acordo de longo prazo onde são estipuladas certas regras e convenções de comportamento “correcto” nas transacções; tal contrato implícito não é substituído por um acordo explícito e formal dados os custos que isso acarretaria para ambas as partes. Da mesma forma que, como vimos anteriormente para o mercado de trabalho, atitudes de discriminação salarial entre empregados idênticos na mesma empresa poderiam destruir as relações de longo prazo estabelecidas, também, aqui, práticas de discriminação de preços poderão quebrar as relações de confiança mútua entre as partes.

O contrato implícito estipulado entre cliente-fornecedor representa uma troca de incentivos perfeito para actuar sob determinadas regras (e uma ameaça credível para quem as quebrar). Por um lado, ao cliente interessa-lhe garantia de estabilidade de preços, em termos relativos, de forma a não ter de incorrer em custos de pesquisa de produtos com melhores preços. Da parte do fornecedor, a prática de um preço relativo tendencialmente constante garante-lhe a manutenção de uma clientela que poderia perder se variasse frequentemente os preços.

Obviamente que o fornecedor não se comprometerá a praticar o mesmo preço para sempre mas, antes, a tratar o cliente “justamente” em todas as dimensões das transacções. Nomeadamente, embora os clientes possam considerar justo que as empresas aumentem os seus

preços se os custos dos *inputs* aumentarem de forma permanente, o mesmo não acontece em situações provisórias de aumentos da procura ou da produtividade. Da mesma forma, os compradores entendem porque o preço compreende uma margem sobre o custo marginal (CMg), no sentido em que tal *markup* sobre os custos aparece como uma forma razoável de fixar um preço “justo” para os serviços da empresa.

Este comportamento de fixar preços acima do CMg foi examinado por BILS (1989), num contexto de um mercado de clientes, explorando a ideia de que uma alteração no preço de um produto afectava as vendas em duas direcções: (1) a clientes novos e (2) a clientes habituais. Especificamente, o autor considerou um monopolista vendendo um produto para o qual existiam consumidores “repetentes” que já conheciam as suas características. O monopolista, no processo de *pricing*, geria o objectivo de explorar clientes passados e atrair novos. Como é natural, as expansões económicas são períodos de atracção de muitos potenciais novos clientes. Por isso, o monopolista daria maior peso a atraí-los e baixar os seus *markups* em tais alturas, ampliando as flutuações do produto e das vendas. Teoricamente, Bils demonstrou que um aumento na procura de mercado associada com o aumento do número de novos (e mais reagentes) participantes no mercado conduzia a uma diminuição do preço relativamente ao CMg¹³⁷.

Face ao exposto, a teoria *customer market* pode aparecer como uma explicação credível da rigidez real de preços em mercados onde a reputação das empresas é um valor a defender e em estruturas de concorrência imperfeita onde os consumidores têm informação imperfeita e custos de pesquisa.

Modelo Reputacional

Como é lógico, as relações de confiança mútuas com os clientes assumirão maior importância para aquelas empresas que já detêm uma “carteira” de clientes habituais (ou recorrentes) e estabeleceram uma boa reputação (ou “nome”) e têm como objectivo a manutenção desses valores. Assim, tais relações serão mais importantes para produtores de bens heterogéneos, em que a heterogeneidade além das características físicas do produto inclui aspectos como acordos de transporte, condições de crédito e a velocidade e qualidade da entrega. Para estes produtos o preço envolve, também, uma dimensão qualitativa¹³⁸.

¹³⁷ Empiricamente, a questão que se colocava era se as expansões estavam de facto associadas com a entrada de novos clientes no mercado. Por isso, o autor examinou alguma evidência sobre a importância de novos clientes em *booms* ocorridos nos EUA e no Reino Unido. A favor da sua teoria, Bils concluiu que a despesa em publicidade nesses países tivera um comportamento fortemente procíclico, particularmente nas décadas de 70 e 80.

¹³⁸ O que, segundo Okun, fará com que a estratégia da empresa dirigida ao cliente vá ampliar as variações cíclicas das encomendas e das vendas. Se, nomeadamente, a empresa for confrontada com uma queda inesperada na procura, os seus *stocks* de bens acabados podem aumentar, a sua utilização de força de trabalho e de capital declinar, cortar nas horas de trabalho semanais, reduzir contratações e efectuar despedimentos, ou acelerar entregas. As opções da empresa serão contrárias face a um aumento da procura. No entanto, estas alterações nas quantidades podem não ser acompanhadas com variações no preço pelas razões já descritas. De qualquer forma, a empresa estará em desequilíbrio em ambas as situações e fará todos os ajustamentos via quantidades.

Com efeito, para muitos produtos o preço é um indicador de qualidade. Como os consumidores, na altura da compra, não têm uma informação perfeita sobre as características dos produtos podem agir com base na premissa de que um preço maior indica uma qualidade superior. Consequentemente, a diminuição do preço pode ser entendida como reflexo da baixa de qualidade e, perversamente, provocar diminuição da sua procura. Da mesma forma, um ligeiro aumento do preço de um produto pode não implicar redução da procura. Se este estiver implantado com sendo de qualidade, os clientes continuarão a adquiri-lo a uma dada empresa, a menos que esta os defraude e lhes venda mercadoria de qualidade duvidosa.

Respostas Assimétricas e Pesquisa com Custos

A explicação mais antiga para rigidez de preços em relação a concorrência imperfeita parece ser a das “curvas da procura quebradas” (*kinked demand curves*), proposta por SWEETZ (1939). Desde então, tem sido largamente reconhecido que num mercado oligopolista as empresas podem reagir assimetricamente a alterações dos preços dos seus concorrentes, implicando uma certa rigidez no ajustamento dos preços perante choques da procura ou dos custos.

A assimetria de comportamento traduz-se numa reacção diferente por parte das oligopolistas perante um aumento ou redução do preço dos seus rivais. Assim, se uma dada empresa aumentar o preço, os seus concorrentes irão captar uma parte da sua clientela e, assim, perante ganhos nos seus negócios não irão desencadear nenhuma acção em particular. Contudo, uma redução de preço pode ser vista como geradora de perdas nas vendas e a retaliação natural será efectuar um corte similar. Tal comportamento implica que a curva da procura de um oligopolista tem um cotovelo (*kink*) no preço corrente, sendo elástica na subida e inelástica na descida. Assim, a convicção de Sweezy em relação ao comportamento dos preços em mercados oligopolistas era que subiam facilmente em tempos de expansão económica e resistiam à descida em tempos de recessão ou depressão.

Esta análise da configuração da curva da procura tem suscitado algumas críticas quanto à sua sustentabilidade, principalmente quanto ao carácter arbitrário das reacções das empresas. Algum trabalho mais recente tem procurado estabelecer bases mais sólidas para a teoria das curvas da procura quebradas recorrendo, nomeadamente, a outro tipo de argumentos para a justificar.

É o que acontece em STIGLITZ (1984), no seu estudo do comportamento das curvas de procura quebradas que surgem em mercados concorrenciais devido a procura com custos. O ponto de interesse da análise foi desviado para o comportamento dos compradores que estão sujeitos a assimetrias de informação e defrontam custos na procura de produtos com melhores preços. Assim, partindo de um equilíbrio de mercado em que todas as empresas praticam o mesmo preço, se uma delas resolver aumentar o seu preço todos os seus clientes tomarão conhecimento e, se tiverem baixos custos de procura, deslocar-se-ão para outros fornecedores com preços mais

baixos. Contudo, perante uma baixa de preço o efeito sobre as vendas da empresa poderá não ser tão intenso. É verdade que os clientes habituais poderão adquirir mais um pouco de produto e é possível que mais indivíduos com baixos custos de procura venham a tornar-se clientes. No entanto, esse aumento do número de clientes poderá ser pouco significativo devido a dificuldades de fazer chegar a informação¹³⁹.

Assim, também esta assimetria na variação do número de compradores de um produto, perante um aumento ou diminuição do seu preço, gera um cotovelo na curva da procura¹⁴⁰. Onde, segundo o argumento de Stiglitz, assimetrias de informação por parte dos consumidores podem gerar o mesmo efeito que as estratégias assimétricas por parte das empresas, ou seja, uma certa rigidez no ajustamento dos preços face a choques económicos.

2.3.3.2.2. Modelos de Inventário

Embora o papel dos *stocks* como amortecedores (“almofadas”) dos efeitos dos choques sobre a produção e sobre os preços seja sobejamente reconhecido, nem sempre é incorporado na análise da reacção das empresas a variações da procura. Tal facto leva a que, normalmente, variar a produção ou os preços sejam pensados como meios alternativos de uma empresa responder a alterações da procura do seu produto, sendo que a utilização de um implica a redução no outro. Por outras palavras, no curto prazo, face a uma oscilação da procura a empresa optará por um grande ajustamento no preço e pequena variação na quantidade produzida ou, contrariamente, responderá com um forte movimento na produção e variará ligeiramente o seu preço.

Contudo, esta conclusão vem modificada se a produção for armazenável. Nesse caso, os *stocks* servirão para alisar o percurso dos preços, no sentido que uma empresa perante um aumento inesperado na procura pode achar conveniente diminuir os seus *stocks* e também cancelar encomendas, enquanto se for confrontada com uma queda inesperada na procura considerará a opção de acumular *stocks* para vendas futuras em vez de baixar o preço corrente¹⁴¹.

O comportamento de alisamento do preço de uma empresa que enfrenta choques aleatórios na procura foi objecto de estudo em BLINDER (1982). No âmbito de um modelo com monopólio do lado da oferta, BLINDER (1982: 334) traduziu o seu resultado principal no seguinte teorema: “quanto mais armazenável for um produto e menor a persistência de um choque, tanto menor será a resposta do preço e da quantidade produzida de um bem”.

¹³⁹ Isto será ainda mais plausível num mercado onde existam muitas empresas a vender o produto; embora seja publicamente conhecido que houve uma empresa a baixar o preço, não se sabe especificamente qual.

¹⁴⁰ De notar que a localização deste cotovelo pode mudar à medida que o ambiente económico se altera. Tal indeterminação fará com que exista uma multiplicidade de equilíbrios de expectativas racionais.

¹⁴¹ Embora o trabalho, dado a sua natureza, não seja armazenável, uma relação idêntica pode ser aplicada ao mercado de trabalho. O papel de alisamento dos salários pode, aí, ser desempenhado por reservas de trabalho (*labor hoarding*) que serão acumuladas ou reduzidas em resposta a choques económicos.

Como Blinder salientou, embora de natureza microeconómica, este resultado gera fortes implicações ao nível macroeconómico. Desde logo, é fornecida uma explicação da rigidez dos preços relativos (rigidez real). Assim, com um CMg constante, os preços não irão responder proporcionalmente às alterações não permanentes da procura se não for muito custoso deter *stocks*. Daqui se deduz que o grau de rigidez real do preço será pequeno para produtos que têm grandes dificuldades e custos de armazenagem (como os bens agrícolas) e, contrariamente, os bens duradouros terão taxas de variação do preço relativo mais baixas. Por outro lado, a rigidez pode exibir um comportamento assimétrico: os preços reagirão mais fortemente a aumentos da procura do que a diminuições. Donde, em tempos de expansão haverá maior flexibilidade do que em tempos de recessão económica.

A manutenção de *stocks*, para além de servir como “almofada” dos efeitos dos choques, pode ter também uma finalidade estratégica em determinados sectores de actividade. Em estruturas oligopolistas, aqueles podem servir como ameaça potencial ao desvio de uma situação de conluio implícito. A ideia é simples: quanto maior o nível de *stocks* tanto maior o castigo para as empresas que “furem” o acordo do conluio e, assim, maior sustentação para este continuar activo. Esta relação foi enquadrada no modelo de ROTEMBERG e SALONER (1989) que, adicionalmente, mostraram que os *stocks* serão mais úteis em alturas de procura elevada. Isto acontece devido a um duplo efeito sobre as vendas: ao mesmo tempo que torna menos atractivo um desvio por parte do rival, a detenção de um nível de *stocks* elevados gera ao seu detentor um incentivo para proceder a tal desvio, pois pode vender mais (a procura é superior) e reduzir custos de armazenagem.

A teoria de Rotemberg e Saloner racionalizou alguns factos estilizados. Em particular, a correlação positiva entre os *stocks* e as vendas pode fazer parte da explicação para a variância superior da produção em relação às vendas, que é observada na realidade. Por outro lado, os autores previam que as vendas e os *stocks* estariam mais correlacionados em indústrias oligopolistas, o que foi sustentado pela sua descoberta empírica de uma correlação superior para indústrias concentradas e indícios de que tal relação estaria ausente em indústrias concorrenciais.

Do exposto nos dois últimos parágrafos, pode-se concluir por um outro tipo de assimetria no comportamento dos preços. Em tempos de expansão económica, a estabilidade dos preços relativos será menor em indústrias concorrenciais do que em indústrias concentradas, devido à maior relevância da função de acumulação de *stocks* para punir desvios de conluio implícito nestas últimas.

2.3.3.2.3. *Markups* Contracíclicos

Um terceiro determinante da rigidez real no mercado do produto é o comportamento do preço em relação ao custo marginal - o *markup* - em mercados de concorrência imperfeita. Um

dos primeiros trabalhos a expor uma variedade de razões candidatas à ocorrência de *markups* contracíclicos deve-se a STIGLITZ (1984)¹⁴². Posteriormente, uma linha de investigação do ciclo económico, tanto teórica como aplicada, efectuada por BILS (1987), ROTEMBERG e SALONER (1986), ROTEMBERG e SUMMERS (1990) e ROTEMBERG e WOODFORD (1991), entre outros, focou a discrepância entre preços e custos marginais em diferentes pontos do ciclo¹⁴³. Os resultados encontrados nos estudos referidos, servem de suporte aos seguintes factos estilizados: (1) os preços excedem os custos marginais, como resultado do poder de mercado e (2) custos marginais são fortemente procíclicos, mas os preços são ligeiramente procíclicos ou mesmo contracíclicos, o que gera *markups* altamente contracíclicos¹⁴⁴. Donde, tal como na teoria *menu costs*, também nestes modelos a previsão é de uma relação positiva entre variações no emprego (produto) e nos salários reais, isto é, o salário real agregado tem um comportamento procíclico.

Em relação ao primeiro aspecto, STIGLITZ (1984) apresentou várias razões teóricas para os preços e salários não exibirem níveis de concorrência perfeita, e que estavam em concordância com a observação de que em recessão os salários reais tenderem a cair¹⁴⁵. Isto acontecia porque, devido a concorrência monopolística (no lado da oferta) ou a informação imperfeita com custos (do lado dos compradores), a elasticidade da procura diminuía quando a economia entrava em recessão. No primeiro caso, o autor mostrou que os *markups* podiam aumentar porque as empresas estariam relutantes a baixar os seus preços, pensando que os consumidores interpretariam isso como uma diminuição de qualidade. Na situação de *costly search*, as curvas da procura podiam exibir um *kink* sobre o preço corrente e, assim, o preço poderia não baixar relativamente aos salários, em alturas recessivas, observando-se *markups* contracíclicos.

Contudo, a investigação sobre o comportamento dos *markups* tem sido mais frutuosa em mercados de oligopólio. Neste contexto, Stiglitz propõe duas explicações: (1) limite de preços como barreira à entrada e (2) coordenação de arranjos de conluio. Na primeira situação conclui-se que uma recessão económica pode implicar um aumento do *markup* porque a ameaça de concorrência potencial à entrada no mercado diminui, enquanto que em alturas de procura elevada os preços são mantidos baixos para desencorajar a entrada de outras empresas no mercado. No segundo caso, o manter arranjos de conluio envolverá também rigidez de preços. Em expansão, mesmo com aumentos da procura, as empresas envolvidas em conluio resistirão a uma diminuição

¹⁴² Na verdade, ainda antes deste trabalho a possibilidade de *markups* contracíclicos emergira, embora não explicitamente, em OKUN (1975) e BLINDER (1982), respectivamente, no âmbito de mercados de clientes e no modelo *inventory*, na medida em nesses modelos se previa, embora por razões diferentes, que perante uma recessão o preço poderia não baixar relativamente aos salários.

¹⁴³ Veja-se ROTEMBERG e WOODFORD (1999) para uma revisão recente da literatura sobre o comportamento cíclico dos preços e custos, em particular daquela que fornece apoio empírico à existência de um CMg procíclico e, logo, de *markups* contracíclicos.

¹⁴⁴ A definição de *markup* varia entre ser medido pelo índice de Lerner (o inverso da elasticidade preço da procura) ou como margens preço-custo, isto é, $(P - CMg)/CMg$ e, outras vezes, pelo rácio P/CMg .

¹⁴⁵ Todas as descobertas de HALL (1988b), no seu estudo com dados para um conjunto alargado de grupos industriais americanos, entre 1953 e 1984, forneceram suporte empírico a favor de um preço diferente do CMg.

do preço porque tal poderá ser entendido como uma forma de ludibriar o arranjo de conluio e as outras empresas retaliarem. Contrariamente, em períodos de baixa actividade económica, a resultante diminuição dos lucros evita que as empresas “furem” o acordo, e o preço de conluio poderá até aumentar.

Utilizando o mesmo argumento, o trabalho de ROTEMBERG e SALONER (1986) forneceu uma explicação teórica interessante para *markups* contracíclicos baseada nos “*repeated games*”. A sua visão é que as empresas fazem conluios tácitos o que requer fixar o *markup* a um nível que desencoraja a deserção. Isto implica *markups* baixos em tempos de procura alta relativamente à antecipada para o futuro, porque os baixos *markups* reduzem os ganhos de “furar” o conluio através de corte de preços. Seria esta a razão que explicaria que, na realidade, várias indústrias oligopolistas mantivessem preços relativamente baixos em períodos de alta actividade económica, e o facto das guerras de preços terem ocorrido em épocas de *boom*. Em termos macroeconómicos, estas guerras de preços serão benéficas pois provocarão aumentos de produção em todos os sectores, devido a comportamentos mais concorrenciais.

Sintetizando a teoria de Rotemberg e Saloner, pode dizer-se que o equilíbrio tende a ser mais concorrencial quando a procura é elevada e quando o *output* ou o preço são variáveis estratégicas. Em tais circunstâncias, os incentivos a desviar-se de comportamentos cooperativos são maiores e, para se manter, o próprio oligopólio terá de contentar-se com lucros baixos reduzindo, desta forma, os benefícios potenciais de um desvio.

Os trabalhos aplicados a dados das indústrias americanas posteriormente desenvolvidos nesta área por BILS (1987), ROTEMBERG e SUMMERS (1990) e ROTEMBERG e WOODFORD (1991) apresentaram evidência adicional sobre o comportamento contracíclico dos *markups*.

BILS (1987) concluiu que o trabalho extraordinário e o CMg eram fortemente procíclicos e, logo, o *markup* resultava contracíclico. Em particular, descobriu que a maior parte do crescimento do CMg se devia a pagamento de horas extraordinárias e que o crescimento de curto prazo na relação produção/trabalhador estava associado com um movimento negativo no preço do produto. Conjuntamente, estes dois resultados apontaram para uma diminuição da margem preço/CMg, claramente inconsistente com uma visão de concorrência perfeita da estrutura industrial.

No modelo formalizado por ROTEMBERG e SUMMERS (1990), o resultado de “*markups* contracíclicos” advém da produtividade ser procíclica devido a razões de *labor hoarding*. Esta relação positiva entre produtividade de “reservas de trabalho” obteve suporte na descoberta empírica de que a produtividade, independentemente da forma como era medida, se tinha comportado mais fortemente a favor do ciclo em indústrias e nas nações onde trabalho extraordinário era mais importante¹⁴⁶.

¹⁴⁶ Em específico, os autores, com base em dados da indústria manufactureira dos EUA e do Japão, estimaram que o produto crescia cerca de 1,25% quando as horas de trabalho/empregado cresciam 1%.

É importante notar aqui que tal resultado “produtividade procíclica” já tinha sido anteriormente explicado e fundamentado empiricamente no âmbito da teoria dos ciclos económicos reais, nomeadamente nos modelos de BURNSIDE *et al.* (1982), CHRISTIANO e EICHENBAUM (1992) e nos trabalhos empíricos de PRESCOTT (1986) e de BERNANKE e PARKINSON (1991), usando o salário real e a produtividade média como medida da produtividade¹⁴⁷. Contudo, ROTEMBERG e SUMMERS (1990) afirmaram que os seus resultados contrariam o previsto nos modelos dos ciclos económicos reais, cuja metodologia tratava as flutuações na produtividade total do factor trabalho como resultante de alterações tecnológicas. Sugerem, ao invés, que com preços rígidos em frequências acíclicas (ou mesmo em períodos de fraca e de forte procura), a existência de uma “reserva” de trabalhadores contratados antes da procura ser conhecida e que não podem ser despedidos quando a procura cai, levará a que medidas da produtividade se comportem procíclicamente. Isto acontece porque, como tal *stock* de trabalho (excessivo) não tem ocupações alternativas dentro da empresa e nem a sua desutilidade depende da quantidade efectiva de trabalho, quando o produto diminui as empresas que “armazenaram” largas quantidades de trabalho terão menores custos marginais do que aquelas cujo trabalho é variável. Consequentemente, se os preços forem rígidos, a margem entre preço e CMg é maior e a produtividade mais procíclica.

Também ROTEMBERG e WOODFORD (1991) se inserem no grupo daqueles autores que exploraram explicações de inspiração keynesiana (atribuindo a maior parte das flutuações económicas a alterações na AD) para justificar o comportamento procíclico do salário real. Assim, o estudo incidiu sobre três explicações de determinação do *markup*: concorrência monopolística, mercado de clientes e o comportamento de conluio do tipo sugerido por Rotemberg e Saloner, no âmbito de guerras de preços durante *booms* económicos. A evidência favorável a *markups* procíclicos foi considerada como justificação plausível para o facto estilizado “salário real procíclico”. Em particular, e em concordância com Rotemberg e Saloner, os autores descobriram que os salários reais se mostravam mais procíclicos quanto maior a concentração das indústrias.

Em comentário a este trabalho de Rotemberg e Woodford, MANKIW (1991) expôs as outras cinco formas, além de *markups* contracíclicos que, segundo o autor, podiam explicar o comportamento procíclico do salário real: (1) choques tecnológicos (enfatizados no âmbito da teoria dos ciclos económicos reais); (2) contratos implícitos; (3) PMG_L contracíclica; (4) fixação de preços com base no custo médio de longo prazo; e, (5) preços no mínimo tão rígidos como os salários (*menu costs*). Apesar de considerar como mais plausível esta última explicação, Mankiw

¹⁴⁷ A identificação da produtividade média com o salário real foi fortemente contestado por CANOVA (1998a) alegando que tal podia gerar fortes inconsistências na estimação. Especificamente, nas várias simulações efectuadas com diferentes processos de extrair a tendência das séries, Canova encontrou evidência que o salário real era procíclico e altamente relacionado com o produto mas que, contrariamente, a magnitude e o sinal das correlações da produtividade com o produto dependiam fortemente do processo de filtragem usado.

entendia, no entanto, que cada uma, por si, não se apresentava como totalmente satisfatória, sendo necessário mais investigação sobre o assunto.

Em suma, a rigidez real no mercado do produto é fundamentada pelos novo-keynesianos com recurso às abordagens de mercado de clientes, modelos de inventário e *markups* contracíclicos. Como em todas elas a análise é conduzida em estruturas de concorrência imperfeita, é cada vez maior a interacção desenvolvida entre a macroeconomia e a economia industrial (particularmente a teoria dos jogos), no sentido da utilização dos desenvolvimentos recentes para fortalecer os ensinamentos sobre a rigidez real do preço agregado.

Por outro lado, como estamos a terminar esta revisão das teorias da rigidez, será de realçar que embora tenhamos tratado os fenómenos de inércia nominal e real em separado, o que é possível no plano teórico, na prática eles podem interagir entre si, dificultando a resposta da economia a choques económicos. Em particular, os cálculos de BALL e ROMER (1990) evidenciaram que, tanto para o mercado do produto como para o mercado de trabalho, rigidez nominal substancial requer rigidez real elevada e vice-versa. Assim, concluímos esta subsecção sublinhando a ideia de Ball e Romer sobre a necessidade de mais investigação sobre rigidez real para fortalecer os fundamentos da rigidez nominal, e vice-versa, em ambos os mercados.

2.3.4. MERCADO DE CRÉDITO

As contribuições até agora revistas foram relativas ao mercado do trabalho e do produto. Contudo, no contexto da escola novo-keynesiana também se insere uma linha de investigação autónoma que foca o papel das imperfeições no mercado de crédito - assimetrias de informação e mercados incompletos - nas flutuações macroeconómicas¹⁴⁸.

Os primeiros modelos procuraram explicar porque é que as taxas de juro não se ajustavam de forma a manter os mercados de capitais equilibrados. Neste âmbito, destacaram-se STIGLITZ e WEISS (1981), os quais exploraram como é que as assimetrias de informação existentes nos mercados de crédito geravam fenómenos de racionamento do crédito. Este tomava a forma de número de créditos concedidos e não da dimensão do seu montante.

No espírito do modelo de Stiglitz e Weiss, MANKIW (1986) examinou a distribuição do crédito, num mercado para o qual os devedores tinham melhor informação do que os credores sobre a qualidade dos seus projectos de investimento, os gastos envolvidos e os resultados finais. O objectivo era mostrar como tal assimetria de informação gerava resultados de mercado ineficientes, criando um argumento para intervenção governamental. Segundo Mankiw, a solução

¹⁴⁸ Em MANKIW e ROMER (1991: 13-14) e em GREENWALD e STIGLITZ (1993b) são sintetizados os principais desenvolvimentos novo-keynesianos relativos ao mercado de crédito, realçando os trabalhos mais importantes sobre este assunto.

de Stiglitz e Weiss no sentido de uma lei de imposição de um tecto às taxas de juro, não corrigia as restrições na disponibilidade de crédito, correndo o risco de fazer desaparecer os mercados de crédito. Mankiw propôs, alternativamente, que o governo podia intervir com maior eficácia através de um subsídio de crédito (na forma de uma garantia bancária, por exemplo). Caso contrário, na ausência de intervenção governamental, um aumento na taxa de juro exógena poderia levar a um colapso no mercado de crédito. Na mesma linha, também BERNANKE e GERTLER (1989; 1990) salientaram que a garantia de uma estabilidade financeira devia ser um objectivo importante de política fiscal e monetária.

Uma outra direcção da investigação focou as consequências macroeconómicas das imperfeições no mercado de crédito. Uma enorme variedade de autores, incluindo BERNANKE e GERTLER (1989; 1990), CALOMIRIS e HUBBARD (1989) e GREENWALD e STIGLITZ (1989; 1993a), mostrou como as imperfeições dos mercados financeiros podiam propagar os efeitos de perturbações nominais e exacerbar os seus efeitos sobre a actividade económica. São dois os elementos comuns a estas abordagens: (1) empresas avessas ao risco e (2) racionamento de crédito.

A ideia subjacente é simples. Face a um choque adverso sobre o seu capital produtivo as empresas têm necessidade de financiamento. Mesmo se tivessem um acesso perfeito ao mercado de capitais, podendo financiar-se no montante e taxa de juro desejados, as empresas estão limitadas pela sua aversão ao risco de assumirem os compromissos fixos associados aos contratos de crédito¹⁴⁹. Adicionalmente, quanto menor for a sua capacidade de autofinanciamento, maior o risco envolvido e, conseqüentemente, mais elevada a probabilidade de falência. Se, além disso, as empresas estiverem restringidas na sua possibilidade de emitirem acções nos mercados de títulos e houver racionamento no mercado de crédito, estão criadas as condições para que choques, que inicialmente actuam para reduzir o produto (como, por exemplo, políticas desinflationistas), façam com que o mercado de crédito trabalhe mais lentamente conduzindo a uma amplificação dos choques iniciais. Por outro lado, na ausência de mercados de futuros as consequências macroeconómicas serão ainda maiores, dado que as empresas ficam incapacitadas de diversificarem os riscos potenciais através da venda dos seus bens ao tempo da produção.

A ponderação do conjunto de factores referidos no parágrafo anterior pode exercer grandes efeitos negativos na vontade das empresas produzirem. Tal pode motivar que as deslocações na curva da oferta de uma empresa se repercutam nas curvas da procura que as outras empresas enfrentam e, através deste mecanismo, choques sobre a economia, mesmo que relativamente pequenos, sejam amplificados e transmitidos de uma empresa ou sector para

¹⁴⁹ Veja-se GREENWALD e STIGLITZ (1993b: 27-31) para uma exposição desenvolvida das razões que explicam comportamentos de aversão ao risco da parte das empresas.

outros¹⁵⁰. Por sua vez, o mau estado da economia afectará negativamente a percepção e a disposição das empresas correrem riscos¹⁵¹. Esta implicação assumirá maior importância para economias em estádios iniciais do desenvolvimento ou em situações de recessão prolongada, dado que a capacidade interna de financiamento das empresas e a sua dependência do endividamento são elevadas.

Mais recentemente, trabalhos sobre o mercado de crédito introduziram o pressuposto de que, tal como as empresas, os emprestadores são avessos ao risco¹⁵². Assim, ao analisar os pedidos de financiamento, os bancos incorporam a probabilidade de falência dos seus clientes, escolhendo uma taxa de juro que maximize o retorno esperado do empréstimo descontado do risco de falência. Este comportamento vai também gerar racionamento do crédito. Onde, numa situação simétrica à do risco das empresas, um impacto inicial negativo de um choque económico será amplificado, tornando as recessões mais profundas e mais persistentes.

Uma das proposições mais importantes que sobressai da literatura sobre os mercados de crédito é que a flexibilidade dos preços e salários pode exacerbar os efeitos de perturbações económicas. Como vimos na secção anterior, os “outros” modelos novo-keynesianos atribuíam os efeitos substanciais e persistentes na actividade económica a fenómenos de rigidez dos preços e salários. Nos modelos “racionamento do crédito” os ciclos económicos não se devem, em última análise, a rigidez de preços mas antes a falhas nos mercados de capitais. A flexibilidade de preços pode, na presença de assimetrias de informação e mercados incompletos, fazer com que os efeitos de pequenas perturbações nominais sejam amplificadas (de tal forma que se, nomeadamente, os preços estiverem a cair, a economia irá piorar em vez de sair da recessão¹⁵³).

Este resultado veio introduzir uma complicação adicional na estrutura IS-LM, a qual unia as posições dos keynesianos tradicionais e dos novo-keynesianos. Em especial, o trabalho de GREENWALD e STIGLITZ (1993a) mostrou que um choque negativo sobre a AD se podia transformar numa deslocação para a esquerda da curva AS, devido ao efeito nefasto sobre a percepção do risco das empresas. Isto acontecia porque se durante uma recessão económica as empresas avessas ao risco observassem uma deslocação na sua curva de oferta, prefeririam diminuir a sua produção em vez do preço, pois as incertezas associadas à baixa do preço eram maiores. Em tal contexto, a flexibilidade de preços e salários poderia desestabilizar e exacerbar qualquer recessão económica.

¹⁵⁰ GREENWALD e STIGLITZ (1993a) derivaram uma curva AS com base nos efeitos de risco sobre as decisões de produção das empresas. Concluíram que tal levava a situações de persistência tais como as observadas nas séries temporais agregadas e gerava flutuações económicas semelhantes às registadas na realidade.

¹⁵¹ Daí que autores como BERNANKE e GERTLER (1990) tenham recomendado uma política de transferências públicas para os empresários que apresentem bons projectos de investimento, de forma a aumentar a sua capacidade de financiamento interno e aumentar a sua credibilidade junto dos financiadores.

¹⁵² O trabalho de GREENWALD e STIGLITZ (1993a) foi pioneiro na consideração de tal hipótese.

¹⁵³ No que se aproximam da posição de Keynes, embora invocando razões diferentes.

Desta forma, a curva AS resultante baseada no risco deslocar-se-ia para a esquerda seguindo uma descida da actividade económica iniciada por um choque negativo na AD.

Relacionadamente, no âmbito da estrutura destes modelos, a rigidez de preços não é um elemento central para estabelecer que a política monetária tenha efeitos reais. Pelo contrário, esta é uma visão novo-keynesiana alternativa que sustenta que a política monetária tem efeitos substanciais mesmo se os preços e salários são perfeitamente flexíveis, na medida em que o mercado de crédito funciona como um canal importante na transmissão e amplificação dos efeitos monetários. Adicionalmente, como pequenas perturbações podem gerar grandes efeitos, existe menos preocupação sobre a identificação da fonte de perturbação; é indiferente, do ponto de vista dos resultados, se os choques são monetários ou sobre a oferta agregada.

De notar, contudo, que isto não implica que as restrições de crédito não sejam importantes para a actividade económica num mundo de inércia substancial de preços ou que a investigação das fontes de rigidez seja uma tarefa inútil. Pelo contrário, dada a falha observada nas economias para os preços e salários se ajustarem, impõe-se a necessidade de continuar a estudar as suas fontes (GREENWALD e STIGLITZ, 1993b: 36).

Como a teoria do racionamento do crédito é relativamente recente, existem ainda poucos trabalhos que suportem empiricamente as suas proposições. Contudo, os resultados das investigações efectuadas por BERNANKE (1983), GREENWALD e STIGLITZ (1988) e CALOMIRIS e HUBBARD (1989) mostraram existir uma forte correlação entre medidas agregadas da actividade de crédito e o desempenho da actividade económica real¹⁵⁴.

Os trabalhos de BERNANKE (1983) e de CALOMIRIS e HUBBARD (1989), com dados relativos à economia americana, demonstraram que as perturbações no mercado financeiro ocorridas durante a Grande Depressão e antes da I GM, respectivamente, tinham sido previsores significativos das flutuações económicas naqueles períodos, não obstante o ajustamento relativamente rápido dos preços.

Num estudo mais alargado, GREENWALD e STIGLITZ (1988) utilizando dados dos EUA, Alemanha Ocidental, Japão, Austrália e Holanda, para o período antes e pós II GM, confrontaram a capacidade das teorias keynesiana tradicional, dos ciclos económicos reais e a novo-keynesiana do “racionamento do crédito”, explicarem as características gerais dos ciclos económicos em cada um dos três mercados – produto, trabalho e capital – daquelas economias. Os autores concluíram que nenhuma das três teorias analisadas explicava com pleno êxito os dados. No entanto, a teoria novo-keynesiana apresentou-se como a mais bem sucedida, enquanto a teoria dos ciclos económicos reais não tinha conseguido explicar os factos estilizados em nenhum dos três mercados, especialmente os observados no mercado de trabalho.

¹⁵⁴ Para o caso português, RAMOS (1996) obteve o resultado de que em 1993 tinham operado dois tipos distintos de mecanismos de transmissão dos efeitos monetários para o mercado de bens e serviços: um canal moeda, do tipo advogado pelos monetaristas e um canal crédito bancário, identificado com esta corrente novo-keynesiana.

2.4. SÍNTESE

A evolução atrás descrita dos progressos realizados na história da “teoria dos ciclos económicos” apresentou as diferentes perspectivas das escolas sobre a natureza e funcionamento da economia. Atravessando toda estas correntes estiveram presentes discussões, reflectindo as diferentes perspectivas sobre temas tão importantes como os da relação entre inflação e desemprego, o processo de formação das expectativas, o ajustamento dos preços e salários, o papel do estado versus mercado ou a preferência entre política monetária e política orçamental. Ao longo dos cerca de sessenta anos que decorreram desde a publicação da “Teoria Geral do Emprego, Juro e Moeda” de Keynes, o entendimento sobre estes temas foi evoluindo e permanentemente reconstruído. Isto, afinal, só revela que a macroeconomia é uma ciência dinâmica, em que as ideias, os modelos e as teorias são parte de um processo de contínua evolução. É, também, uma ciência aplicada, onde as teorias são permanentemente confrontadas com os factos reais e, às vezes, são melhoradas ou colocadas de lado.

Não se pense, contudo, que apenas existem pontos de separação entre as diferentes teorias. Não obstante terem ressaltado algumas controvérsias, também é verdade que emergiu um corpo de princípios práticos, usualmente aceites pela maioria de economistas.

Em tal conjunto de proposições básicas que caracterizam o “miolo” da macroeconomia actual, economistas como MANKIW (1988b; 1990) e, mais recentemente, BLANCHARD (1997a; 1997b: Cap. 30), TAYLOR (1997), EICHENBAUM (1997), BLINDER (1997a; 1997b) e SOLOW (1997) incluíram a hipótese da taxa natural de desemprego e a existência de um *trade-off* entre desemprego e inflação no curto prazo.

De facto, não obstante a hipótese da taxa natural de desemprego ter gerado alguns conflitos no passado, actualmente a maioria da investigação teórica e empírica tem fornecido um forte suporte a esta hipótese de não existência de um *trade-off* de longo prazo entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego. O consenso traduz-se na aceitação de que é possível guiar a curva de Phillips de curto prazo, usando um choque de procura positivo para conduzir o desemprego temporariamente abaixo da taxa natural com o custo de aceleração da inflação, ou um choque negativo para reduzir a inflação com o custo de puxar o desemprego acima da taxa natural.

Juntamente com a taxa natural de desemprego, também a curva de Phillips aumentada com expectativas se tornou firmemente estabelecida na tradição da macroeconomia, sendo aceite a existência de um *trade-off* de curto prazo entre as taxas de desemprego e inflação. A intensa investigação sobre esta relação implicou que se admita que deslocações da AD afectam o produto no curto prazo enquanto que, no longo prazo, o produto voltará ao seu nível natural. Donde, no

longo prazo, o produto será conduzido, predominantemente, por factores do lado da AS (oferta de factores de produção e produtividade).

BLINDER (1997a; 1997b) sublinhou aqueles aspectos do *core* macroeconómico, agregando-os num conjunto de equações bem sucedidas empiricamente, que entendia deviam reunir o acordo de todos, independentemente dos seus fundamentos teóricos: (1) As curvas IS e LM; (2) as curvas AS e AD e (3) a curva de Phillips. Também a lei de Okun figurava como outro elemento a juntar ao conjunto de princípios práticos da macroeconomia porque, mesmo sendo atórica, esta simples relação linear entre crescimento do produto e alterações da taxa de desemprego apresentou-se como uma regularidade empírica ao longo do tempo e entre países.

Não obstante a importância de se ter construído tal *core of practical macroeconomics*, o quadro está longe de estar completo, havendo ainda muita investigação a realizar sobre aqueles aspectos que, dentro de tal estrutura, dividem ainda as opiniões no seio da profissão.

Certamente que um campo que permanecerá em debate entre as duas correntes que actualmente monopolizam o debate teórico - a dos ciclos económicos reais e a novo-keynesiana - diz respeito ao tipo de impulsos que dirigem as flutuações económicas. Os novo-keynesianos entendem que estas são resultado, predominantemente, de variações na AD. Contrariamente, o ponto básico defendido pelos economistas mais ortodoxos da teoria dos ciclos económicos reais é a afirmação de que tais flutuações de curto prazo da economia são de facto dirigidas pela oferta, sustentando a visão de que tais flutuações são ajustamentos óptimos do lado da oferta a choques imprevisíveis nos gostos e na tecnologia.

A influência dos mecanismos de preços e salários nos ciclos económicos é, sem dúvida, um tema que desempenha um papel fundamental em tal controvérsia.

No âmbito dos modelos novo-keynesianos, a consideração de rigidez significativa na alteração dos preços e salários aos choques económicos, aliada a algum tipo de impedimento directo ao ajustamento instantâneo - como as imperfeições nos mercados do produto, do trabalho e do crédito -, é elemento essencial no entendimento das flutuações cíclicas actuais do produto e do emprego.

A investigação das razões para a ocorrência de rigidez importantes nos preços e salários, do tipo nominal e real, inclui vários factores, entre os quais: *menu costs*, contratos implícitos, salários de eficiência, considerações I/O e sindicatos, mercados de clientes, inventários e *markups* contracíclicos. Isto faz com que exista uma grande variedade de teorias novo-keynesianas admissíveis na explicação dos fenómenos de rigidez nos mercados dos produtos e do trabalho¹⁵⁵.

Uma ideia a realçar, frequentemente repetida pelos economistas novo-keynesianos, é que dada a complexidade dos fenómenos macroeconómicos – desemprego, variabilidade do

¹⁵⁵ Com tendência para ir aumentando ao longo do tempo pois, como referia BLINDER (1991), estão continuamente a aparecer novas teorias, a um ritmo superior a que as antigas são rejeitadas.

investimento, rigidez nos preços, salários e taxas de juro e outros – nenhum modelo simples, ou mesmo nenhum conjunto simples de explicações, será capaz de nos esclarecer sobre todos estes importantes aspectos. Daí a tendência recente da investigação novo-keynesiana para a análise das importantes interligações que se estabelecem ao nível dos comportamentos dos agentes nos vários mercados.

A consideração daqueles factores levou a uma deslocação importante na análise sobre as origens do desemprego e o papel da política governamental com respeito à macroeconomia. Com base num conjunto de sólidos fundamentos microeconómicos de concorrência imperfeita no lado da AS, os novo-keynesianos fortaleceram a posição a favor de uma política de gestão activa da procura em contraposição à neutralidade defendida pelos novo-clássicos.

Mais recentemente, a abordagem do fenómeno “acionamento do crédito” veio mostrar que a presença de informação imperfeita e mercados incompletos são responsáveis pela propagação de perturbações nominais aos sectores reais das economias, numa explicação alternativa à da rigidez salarial e dos preços dos bens e serviços. Tais imperfeições de mercado fazem com que os efeitos de choques sobre a economia sejam amplificados e tornados persistentes, abrindo espaço para a política económica funcionar, sobretudo quando os preços e salários são flexíveis.

Dada a importância do tema da rigidez é de esperar que, no futuro, continue a fazer parte da agenda de investigação da escola novo-keynesiana, teórica e empírica, a análise da natureza das fontes de rigidez do tipo nominal e real que ocorrem nos mercados do trabalho e do produto.

Adicionalmente, a tendência mais recente nos escritos de membros flexíveis da escola dos ciclos económicos reais é de abertura do modelo básico de forma a permitir que impulsos do lado da procura tenham também um papel predominante nas flutuações macroeconómicas de curto prazo¹⁵⁶. O certo é que autores que previamente trabalharam estritamente com modelos dos ciclos económicos reais começaram a incorporar “elementos novo-keynesianos” nos seus modelos, tais como rigidez de preços ou salários nominais rígidos e perturbações monetárias.

Da mesma forma, uma implicação importante dos vários trabalhos recentes de Greenwald e Stiglitz sobre mercados de crédito é que a distinção tradicional entre choques da AD e da AS, embora útil como princípio organizador, pode ser enganadora. De facto, os autores sugerem mesmo que a sua teoria de empresas avessas ao risco, se combinada com preços e salários flexíveis de *market-clearing*, pode ser vista como um caso especial da teoria dos ciclos

¹⁵⁶ Segundo SOLOW (1997) a explicação *supply-sided* fornecida pelos primeiros modelos da teoria dos ciclos económicos reais foi uma falha empírica, ou melhor, um não-sucesso de tal teoria e constituiu um motivo para os economistas desta escola começarem a considerar a origem das flutuações de curto prazo no lado da procura. Tal aproximação de posições levou o autor a considerar que, embora havendo ainda alguma dissidência, também a proposição “as flutuações económicas são *demand-sided*” deve ser considerada parte do corpo de princípios básicos da macroeconomia.

económicos reais, dado que uma desorganização financeira e o risco associado com recessões pode ser pensado como representando uma forma de choques tecnológico e de capital negativos.

Perante esta tendência de interligação entre as duas correntes que actualmente centralizam o debate macroeconómico - a teoria dos ciclos económicos reais e a novo-keynesiana - parece haver uma esperança fundamentada de que possa emergir daí um percurso de colaboração futura. Nomeadamente, alguns dos novo-keynesianos mais proeminentes (como Olivier Blanchard, Larry Ball, David Romer, George Akerlof, Alan Blinder ou James Tobin) têm expresso opiniões que vão nesse sentido¹⁵⁷. Tal é certamente desejável, dado que, como as flutuações económicas têm facetas complicadas, é natural que na sua explicação sejam envolvidos elementos das duas teorias, incorporando os pontos fortes de ambos os lados.

A importância crescente atribuída pela teoria ao papel da rigidez dos preços e salários na modelização do comportamento dos ciclos económicos, aliada ao facto de se verificarem algumas carências de investigação sobre o tema para o caso português, justifica a abordagem empírica que, mais adiante, é efectuada nesta tese.

Entendemos ser apropriado começar pela caracterização das regularidades empíricas dos ciclos económicos portugueses para, numa fase posterior, avaliar a importância relativa da rigidez dos preços e salários agregados e estudar a sua influência em tais flutuações.

A análise das principais regularidades no comportamento de um conjunto de séries macroeconómicas relevantes na sua relação com os movimentos cíclicos do produto real português, no período 1954-1998, é realizada no capítulo 4. Na parte final deste capítulo exploramos com maior detalhe para a economia portuguesa dois temas que, como vimos, são particularmente enfatizados no âmbito da teoria dos ciclos económicos: a desinflação e a existência de uma NAIRU. A apresentação da metodologia que utilizamos neste estudo é efectuada no 3º capítulo.

Mais à frente, no capítulo 6, passamos à identificação dos choques económicos e da avaliação do papel relativo da rigidez dos preços e salários nos ciclos económicos portugueses, entre 1983:2-1998:4, recorrendo à aplicação da abordagem dos vectores autoregressivos estruturais, previamente descrita no 5º capítulo.

As ligações entre os resultados obtidos para o caso português e as previsões da teoria dos ciclos económicos são efectuadas ao longo dos dois capítulos empíricos, encontrando-se sistematizadas no último capítulo desta tese.

¹⁵⁷ Em particular, BLANCHARD (1997a) considerava que o consenso alcançado no seio da profissão se baseava em duas proposições, muito perto do espírito da “síntese neoclássica” de há 40 anos atrás: (i) no curto prazo, movimentos na actividade económica são dominados por variações na AD e (ii) ao longo do tempo, a economia tende a retornar a um percurso de crescimento de *steady-state*.

CAPÍTULO 3

METODOLOGIA INDIRECTA DE CARACTERIZAÇÃO EMPÍRICA DOS CICLOS ECONÓMICOS

3.1. INTRODUÇÃO

A análise empírica dos ciclos económicos pode ser efectuada recorrendo a uma abordagem indirecta ou directa. Neste capítulo procedemos à descrição e caracterização da metodologia indirecta de análise das flutuações cíclicas e efectuamos, de seguida, uma breve revisão sobre a literatura das raízes unitárias, temas que aplicaremos na caracterização das regularidades empíricas do ciclo económico português no capítulo seguinte. A segunda abordagem, a directa, é exposta no capítulo 5.

A abordagem indirecta inicia-se, habitualmente, com uma análise gráfica do comportamento das componentes cíclicas das séries macroeconómicas relevantes relativamente à medida escolhida para traduzir a evolução do ciclo económico. Estes gráficos fornecem uma informação visual do tipo de percurso - cíclico (contra ou a favor) ou acíclico, persistente ou não - seguido pelas várias variáveis no período em análise e da eventual existência de alterações estruturais em determinados períodos históricos. Contudo, tal método é mais uma apreciação do que um processo formal de análise. Nomeadamente, é impossível derivar daí padrões cíclicos precisos e sistemáticos, sem o uso adicional de outras peças de evidência.

Assim, numa segunda etapa, são calculadas medidas estatísticas descritivas das relações cruzadas entre as várias variáveis e a variável de referência. Tais estatísticas incluem, normalmente, as médias, o desvio-padrão relativo das componentes cíclicas das séries individuais e do ciclo económico agregado e as correlações cruzadas, para diferentes *leads* e *lags*, entre aquelas. A escolha destes segundos momentos reflecte a crença de que as séries são processos estocásticos de média nula, ou seja que os segundos momentos sumariam tudo o que de importante existe nos dados e que momentos de ordem superior não comportam informação crucial sobre as propriedades cíclicas dos dados (CANOVA, 1998a: 496).

Na abordagem indirecta, evidência empírica adicional pode ser ainda fornecida por testes de causalidade, para determinar se existem, ou não, efeitos de previsão entre o produto real e as séries macroeconómicas relevantes e, existindo estes, qual o sentido de tal causalidade.

A complementar a análise estatística das séries macroeconómicas podem ser também investigadas regularidades empíricas adicionais através do estudo pormenorizado do comportamento exibido por algumas séries na sua relação com o ciclo económico. Nesta caracterização do percurso individual das séries macroeconómicas, um tema que se tem destacado

é o da estacionaridade. Os testes de raiz unitária são instrumentos convenientes para distinguir se uma série é estacionária na tendência ou nas suas diferenças. Tal distinção tem profundas implicações para a teoria económica, pois enquanto que no primeiro caso os choques aleatórios terão efeitos duradouros sobre os valores futuros da variável, na segunda situação tais efeitos serão transitórios, acabando por desvanecer-se com a passagem do tempo. Daí a importância de testar a hipótese de raiz unitária como facto empírico.

3.2. ABORDAGEM INDIRECTA

Nesta secção começamos pela exposição dos vários métodos propostos na literatura para efectuar a decomposição das séries temporais nas componentes “ciclo” e “tendência” e, de seguida, apresentamos as noções de “causalidade” e “exogeneidade” e os testes de causalidade normalmente usados nas aplicações empíricas.

3.2.1. DECOMPOSIÇÃO DAS SÉRIES NAS COMPONENTES CICLO E TENDÊNCIA

O tema mais relevante e mais controverso na aplicação do método indirecto de análise das flutuações económicas diz respeito ao tipo de tendência temporal exibido pelas variáveis - determinística e/ou estocástica -, o qual tem implicações em termos do processo a adoptar para obtenção da componente cíclica.

A complexidade deste assunto é ilustrada, de forma clara e sistematizada, em CANOVA (1998a). O autor resume a questão a dois pontos, os quais têm gerado falta de consenso dentro da comunidade de macroeconometristas: o conceito de ciclo económico e a abordagem a seguir para efectuar a remoção da tendência das séries. Quanto ao primeiro aspecto, a definição teórica de ciclo económico como “os desvios da actividade económica real da sua tendência” é relativamente consensual. A divergência surge em termos empíricos, quanto às propriedades da tendência e a sua relação com a componente cíclica das séries, a qual, geralmente definida como a série original menos a tendência, pode não corresponder ao ciclo económico.

Um dos grandes temas de debate é, então, a caracterização da componente secular das séries macroeconómicas como determinística ou estocástica.

Até à década de oitenta, dominava a visão de que as séries eram não estacionárias em torno de um *trend* determinístico estacionário não correlacionado com a componente cíclica, o qual podia ser extraído, tão simplesmente, através de uma regressão linear sobre um *trend* temporal. Os resíduos resultantes eram tomados como a componente cíclica das séries.

Tal procedimento, *linear detrending*, e o pressuposto subjacente de séries estacionárias na tendência (TS - *trend stationary*), foi largamente questionado por uma vasta literatura (demasiado extensa para que se possa apresentar aqui uma lista exaustiva) que se desenvolveu no sentido de encontrar as melhores representações estatísticas das séries temporais macroeconómicas. A maioria dos estudos, realizados na sequência do pioneiro e influente trabalho de NELSON e PLOSSER (1982), concluiria que aquelas eram, em geral, melhor modelizadas como estacionárias nas diferenças (DS - *difference stationary*), visto exibirem uma componente de crescimento de longo prazo estocástica. Tal “descoberta” despoletou, por sua vez, um grande número de contribuições sobre métodos para decompor as séries em ciclo e tendência o que fez com que, actualmente, exista um conjunto significativo de instrumentos para efectuar tal decomposição¹.

3.2.1.1. MÉTODOS UNIVARIADOS

Podemos efectuar a divisão dos métodos de extracção da tendência das séries² em duas categorias gerais: univariados e multivariados. Na abordagem indirecta dos ciclos económicos os relevantes são os do primeiro tipo, pois o objectivo principal daquela é a análise do comportamento cíclico de cada variável económica de interesse relativamente à componente cíclica da actividade económica real. Tais métodos univariados têm a vantagem da sua simplicidade de cálculo mas, em contrapartida, exibem como desvantagens comuns o facto de necessitarem de condições arbitrárias à partida e não terem subjacente um modelo económico.

De seguida efectuamos uma descrição sintetizada dos processos univariados mais usados na literatura³ para isolar a componente tendência, y_t^T , da parte cíclica, y_t^C , de uma série temporal (em logaritmos), y_t .

¹ Uma questão prévia à elaboração dos gráficos e das estatísticas com as componentes cíclicas das séries é a da remoção de efeitos de sazonalidade nos dados. A pertinência de tal procedimento tem gerado muita polémica, dados os vários problemas envolvidos. Desde logo, o investigador tem de decidir entre as várias formas de sazonalidade: aditiva ou multiplicativa; estacionária ou não estacionária; estocástica ou determinística. Além disso, os vários métodos para lidar com a sazonalidade induzem sérios inconvenientes relacionados com a perda de graus de liberdade. Daí que a convicção geral é que tal dessazonalização só deverá ser efectuada se não existir perda significativa da informação. Por outro lado, até agora, ainda não se assentou numa técnica que seja totalmente satisfatória (embora o método X11 seja o de uso mais frequente). Aparentemente, a tendência mais recente da literatura é trabalhar com as séries originais, após efectuar uma transformação de Box-Cox (normalmente a logaritmização) de molde a linearizar a tendência e estacionarizar a sua variância. O não ajustamento de efeitos de sazonalidade, implica que, para efeitos de decomposição em componentes cíclica e tendência, se considere que aqueles estão incluídos na parte cíclica, tendo, em relação a esta última, uma expressão reduzida.

² Corresponde ao conceito de “*detrending*” o qual é, operacionalmente, diferente do conceito de “*filtragem*”; este último é referente ao isolamento da componente cíclica das séries. Para um entendimento das implicações desta diferença no processo de decomposição das séries, veja-se BURNSIDE (1998) e CANOVA (1998b).

³ Na exposição que se segue baseamo-nos, essencialmente, no trabalho de CANOVA (1998a).

Linear Detrending

É o procedimento mais simples e mais antigo. A remoção linear da tendência produz ciclos longos. O pressuposto de base é que as séries têm uma tendência determinística, não correlacionada com a sua componente cíclica e que, como tal, basta aplicar os mínimos quadrados a uma regressão linear de y_t , sobre uma constante (a) e a *trend* temporal (t):

$$(3.1) \quad y_t = a + bt + \varepsilon_t$$

A componente tendência corresponde ao valor previsível da regressão, enquanto a parte cíclica resulta, residualmente, do termo de erro ($y_t^C = y_t - y_t^T = \varepsilon_t$).

As considerações atrás tecidas levaram os econométricos a procurar melhores métodos de isolar a componente cíclica das séries económicas temporais.

Primeiras Diferenças

O processo de tomar as primeiras diferenças dos logaritmos das séries baseia-se no princípio que a sua tendência é um processo *random walk* sem *drift*, não correlacionado com a componente cíclica estacionária.

$$(3.2) \quad y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Neste caso, $y_t^T = y_{t-1}$ e é obtida uma estimativa de $y_t^C = y_t - y_{t-1}$.

Entre os vários problemas inerentes ao processo de diferenciação, destaca-se o facto deste exacerbar o efeito de ruído de alta frequência, o que obscurece as flutuações cíclicas de interesse principal.

Filtro Hodrick-Prescott

O filtro desenvolvido por HODRICK e PRESCOTT (1981) extrai uma tendência estocástica que se move lentamente ao longo do tempo e se presume não correlacionada com a parte cíclica. Uma estimativa de y_t^T é obtida a partir da minimização, em ordem a y_t^T , da expressão seguinte:

$$(3.3) \quad \sum_{t=1}^N (y_t - y_t^T)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} [(y_{t+1}^T - y_t^T) - (y_t^T - y_{t-1}^T)]^2; \quad \lambda > 0; \quad y_t^C = y_t - y_t^T$$

Em (3.3), N é a dimensão da amostra e λ o parâmetro de alisamento, ou seja, a penalização das variações nas primeiras diferenças da componente tendência.

Altos valores de λ geram tendências muito alisadas enquanto baixos valores deste parâmetro produzem *trends* com grandes oscilações. No limite, para $\lambda = \infty$, o filtro Hodrick-Prescott (HP) gera uma tendência linear enquanto que, para $\lambda = 0$, aquela coincide com o valor original da série. O principal problema colocado aos utilizadores do filtro HP reside, então, na escolha de λ . Geralmente, para séries trimestrais o valor escolhido para λ é igual a 1600 e são

usados os valores de 100 ou de 400 para séries anuais, os quais permitem ciclos na série em causa com uma duração média de 4 a 6 anos.

Este tem sido, sem dúvida, o filtro preferido nos trabalhos empíricos que envolvem o estudo do comportamento do produto ou das propriedades dos ciclos económicos, isoladamente ou em alternativa a outros processos de *detrending*⁴. O filtro HP exhibe uma melhor performance do que os anteriores, pois atenua menos a componente cíclica e não amplifica o ruído de alta frequência, embora continue a passar muito do ruído de alta frequência para fora da banda da frequência do ciclo económico.

Por outro lado, o facto de ser usado um parâmetro para alisar a série faz com que os resultados dependam dessa escolha, que é totalmente arbitrária. Uma outra condicionante à aplicação do filtro HP é que as estimativas obtidas para os extremos da amostra exibem variações substanciais sempre que nova observação é incluída. Como resultado, o filtro HP pode gerar ciclos completamente artificiais. Para obstar a este problema, a literatura propõe que se retire aos valores de tendência obtidos com o filtro as observações do início e do final do período. Acontece que, quando os dados não são em quantidade, tal torna-se inviável dada a substancial perda de observações⁵.

Processo de Beveridge-Nelson

O processo de Beveridge-Nelson (BN) assume à partida que as séries são DS e que é possível modelizá-las como processos autoregressivos-integrados-média móvel de ordem (p, d, q), abreviadamente conhecidos como processos ARIMA (p, d, q). Mais especificamente, se uma série for representada por um ARIMA (p, 1, q) contém uma componente secular não estacionária, representável por um passeio aleatório com *drift* e uma componente cíclica, também estocástica, passível de expressão como um processo autoregressivo-média móvel – ARMA - estacionário e invertível de média nula.

Sendo w_t as primeiras diferenças da série original y_t , consideradas como um ARMA estacionário, verifica-se a especificação de Wold, isto é, w_t tem uma representação de médias móveis dada por:

$$(3.4) \quad w_t = \mu + \theta(L) \varepsilon_t$$

Onde μ é uma constante correspondente ao *drift* da série y_t , $\theta(L)$ é um polinómio no operador de desfasamento L , com raízes fora do círculo unitário, e $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

⁴ Neste âmbito, nos trabalhos realizados com dados da economia portuguesa por nós recenseados foi sempre este o método escolhido. Assim, o filtro HP foi usado em CORREIA *et al.* (1992; 1993), ANDRADE (1995), BARBOSA (1996), DIAS (1997a), DUARTE e ANDRADE (1998), MARINHEIRO (1998) e BARBOSA *et al.* (1998).

⁵ Este é um sério inconveniente no que toca aos estudos dos ciclos económicos portugueses, os quais contam com um período amostral relativamente curto, pelo que tal precaução não é seguida em muitos casos.

BEVERIDGE e NELSON (1981) mostraram que y_t^T podia ser definida como a previsão de longo prazo de y_t , $\hat{y}_{t+k}$, condicionada pela informação de y até ao momento corrente, t , e ajustada pela sua taxa média de variação $k\mu$.

Donde, teremos:

$$(3.5) \quad y_t^T = \hat{y}_{t+k} = E_t(y_{t+k} | \dots, y_{t-1}, y_t) \\ = y_t + \hat{w}_t(1) + \dots + \hat{w}_t(k) - k\mu$$

Sendo a previsão de w_t , num dado momento i , dada por:

$$(3.6) \quad \hat{w}_t(i) = E_t(w_{t+i} | \dots, y_{t-1}, y_t) = \sum_{j=0}^{k-1} \left(\sum_{i=j+1}^{j+k} \theta_i \right) \varepsilon_{t-j}$$

Com um k suficientemente grande, a tendência é o valor que a série toma se estiver no seu percurso de longo prazo. Se $k \rightarrow \infty$, a equação (3.5) assumirá a forma seguinte:

$$(3.7) \quad y_t^T = y_{t-1}^T + \mu + \left(\sum_{i=1}^{\infty} \theta_i \right) \varepsilon_t$$

Tendo em atenção (3.5) e (3.7), a componente cíclica da série virá então:

$$(3.8) \quad y_t^C = \hat{w}_t(1) + \dots + \hat{w}_t(k) - k\mu = \chi(L) \varepsilon_t$$

É importante notar que, como y_t^T e y_t^C são dirigidas pelo mesmo choque, ε_t , a decomposição de BN exhibe a propriedade de considerar as duas componentes como perfeitamente correlacionadas.

Beveridge e Nelson sugeriram que o procedimento de decomposição das séries devia ser operado em duas fases: (1) identificação e estimação do modelo ARIMA para as primeiras diferenças das séries não estacionárias candidatas e (2) cálculo da componente cíclica, através da aplicação prática de uma expressão equivalente a (3.8), com a substituição de k por um número finito suficientemente longo que garantisse a sua convergência.

Acresce dizer que, como as estimativas dos parâmetros do polinómio $\theta(L)$ e as previsões $\hat{w}_t(i)$ são obtidas de um modelo ARIMA, os problemas inerentes a especificações ARIMA são aplicáveis a este método. Nomeadamente, existe a possibilidade de vários modelos ARIMA se ajustarem às autocorrelações amostrais dos dados e daí que especificações ARIMA alternativas possam conduzir a diferentes decomposições em ciclo e tendência. Adicionalmente, como os modelos ARIMA são desenhados de forma a ajustarem as propriedades de curto prazo dos dados, tal faz com que sejam inadequados para capturarem as características de longo prazo. Pelo que o processo BN tem a propriedade indesejável de exhibir *trends* altamente variáveis, em alguns casos mais voláteis do que as próprias séries (CANOVA, 1998a: 509).

Componentes Não Observadas

O método das componentes não observadas pressupõe que a componente tendência segue um *random walk* com *drift* e a componente cíclica é um processo autoregressivo estacionário de ordem finita, permitindo, assim, a existência de correlação entre as duas componentes da série. Ou seja:

$$(3.9) \quad y_t^T = \delta + y_{t-1}^T + u_t$$
$$y_t^C = \Phi(L) y_{t-1}^C + v_t;$$

Onde δ é uma constante, as q raízes de $\Phi(L) = 0$ caem fora do círculo unitário e as perturbações u_t, v_t seguem uma distribuição $\sim N(0, \sigma^2)$, com uma matriz de covariâncias Σ .

A expressão que traduz a medida de y_t é a seguinte:

$$(3.10) \quad y_t = y_t^T + y_t^C + \varepsilon_t$$

Onde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$, para qualquer $t = 1, \dots, N$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-i}) = 0$, para $i \neq 0$ e é não correlacionado com u_t e v_t .

Para estimar os parâmetros $\sigma_\varepsilon^2, \sigma_u^2, \sigma_v^2, \Sigma, \delta$ e Φ_j ($j=1, \dots, q$) usa-se a decomposição do erro de previsão e um algoritmo que revê as estimativas recursivas e, a partir destas, com o uso do filtro de Kalman obtêm-se as estimativas de y_t^T e y_t^C .

Filtro Bandpass

O filtro *bandpass* adopta uma perspectiva derivada da "teoria da análise espectral" das séries temporais⁶. É assumido que as duas componentes, y_t^T e y_t^C , são independentes, sendo que y_t^T tem a maioria da sua potência numa banda de baixa frequência do espectro, e que fora da frequência nula a potência da componente tendência decai rapidamente. Não existe qualquer restrição quanto ao comportamento do *trend*, ou seja, a série pode ser TS ou DS.

A série y_t é descrita como uma soma ponderada de funções periódicas da forma $\cos(\omega_t)$ e $\sin(\omega_t)$, onde ω traduz uma frequência particular:

$$(3.11) \quad y_t = \mu + \int_0^\pi \alpha(\omega) \cos(\omega_t) d\omega + \int_0^\pi \delta(\omega) \sin(\omega_t) d\omega$$

O objectivo é determinar quão importantes são ciclos de diferentes frequências no comportamento de y_t .

⁶ Para uma introdução à análise espectral, ou *frequency-domain*, veja-se MURTEIRA *et al.* (1993: Cap. 7-8) e HAMILTON (1994: Cap. 6).

A componente tendência pode ser obtida a partir de (3.11) como o espectro da série linearmente filtrada:

$$(3.12) \quad F_T(\omega) = a(\omega)F_Y(\omega)$$

Onde $a(\omega)$ é um filtro *low pass* e $F_Y(\omega)$ e $F_T(\omega)$ são as transformações de Fourier de y_t e de y_t^T , respectivamente. Na análise espectral, o polinómio $a(L)$ é correspondente à inversa da transformação de Fourier de $a(\omega)$ e assume a forma:

$$(3.13) \quad a(L) = [\sin(\omega_2 L) - \sin(\omega_1 L)] / \pi L$$

Em (3.13), ω_1 e ω_2 são, respectivamente, os limites superiores e inferiores do intervalo da frequência em que a componente secular tem a sua potência.

Uma estimativa da componente cíclica pode ser obtida pela relação:

$$(3.14) \quad y_t^C = (1 - a(L)) y_t$$

Como a ponderação do espectro numa certa frequência corresponde a flutuações da periodicidade inversa dessa frequência, então a componente cíclica pode ser pensada como aqueles movimentos nas séries associados com periodicidade dentro de um certo intervalo de duração típica dos ciclos económicos. O filtro *bandpass* tem a propriedade desejável de preservar as flutuações neste período e eliminar todas as outras, ou seja, as de frequência mais baixa (associadas à componente tendência) e as de frequência elevada (derivadas de uma componente irregular, como seja a resultante de erros de medida).

A questão parece ser, então, qual o período a considerar para as frequências cíclicas. STOCK e WATSON (1998), na aplicação do filtro *bandpass*, definiram tal periodicidade no intervalo entre 6 e 32 trimestres, consistente com a cronologia proposta pelo *National Bureau of Economic Research* (NBER) para os ciclos económicos americanos⁷ e amplamente aceite pelos macroeconomistas como a duração típica das flutuações macroeconómicas. Já em CANOVA (1998a) tal intervalo foi definido entre 6 e 30 trimestres.

3.2.1.2. COMPARAÇÃO DOS VÁRIOS MÉTODOS

Os artigos de STOCK e WATSON (1998), CANOVA (1998a) e BURNSIDE (1998) figuram entre as várias referências bibliográficas que incluem o confronto entre os processos de *detrending* as séries temporais.

⁷ Através da identificação das fases de expansão e de recessão do ciclo nos EUA, o NBER identificou 30 ciclos económicos completos desde 1858. O mais pequeno (de pico a pico) tinha 6 trimestres e o mais longo 39 trimestres; cerca de 90% desses ciclos não tinha mais do que 32 trimestres.

A comparação efectuada por Stock e Watson às performances do método das primeiras diferenças, dos filtros HP e *bandpass*, quando aplicados ao PIB americano, resultou favorável ao filtro *bandpass*. Este foi considerado como o que, de entre os três processos, conseguia eliminar o problema da passagem de muito do ruído de frequência elevada (abaixo de dois anos) para a componente cíclica, o qual era exacerbado no método das primeiras diferenças e mais atenuado no caso do filtro HP.

O *paper* de CANOVA (1998a) contém uma revisão bastante completa e sistematizada dos vários métodos, dividindo-os em duas categorias - (1) estatísticos e (2) económicos – conforme a identificação das duas componentes, ciclo e tendência, seja ditada por pressupostos estatísticos ou económicos, respectivamente. O autor compara as propriedades cíclicas exibidas por um conjunto de sete séries reais americanas quando submetidas a vários métodos diferentes (seis estatísticos e três económicos) e conclui por diferenças expressivas nos resultados⁸.

Uma das conclusões principais de Canova diz respeito à duração média dos ciclos exibidos pelo PIB, quando estimados pelos diferentes métodos: (1) longos – 8 a 10 anos – para os procedimentos multivariados e o *linear detrending*; (2) erráticos e de frequência elevada – 2 a 3 anos – para os métodos de BN e das primeiras diferenças; e, (3) frequência conforme a classificação padrão dos ciclos económicos – 4 a 6 anos – para o filtro HP, filtro *bandpass* e, numa menor extensão, para o método das componentes não observadas.

Estas três classes de processos geravam resultados diferentes entre eles relativamente às características de variabilidade e correlação cíclica das séries⁹.

Quanto à variabilidade, verificava-se que, em geral, os métodos que extraíam ciclos de curta duração implicavam pequena variabilidade absoluta das séries e, no outro extremo, os filtros de frequência baixa induziam os maiores desvios-padrão. No caso da variabilidade relativa, medida pelo desvio-padrão entre as componentes cíclicas de cada série individual e a do produto, foi mais difícil tirar conclusões gerais. No caso dos métodos que extraíam ciclos de curta duração média não havia uma regularidade definida, sendo o tamanho e a ordenação da variabilidade relativa mais coerente na classe dos métodos que enfatizavam ciclos mais longos. Dentre os métodos que exibiam frequências de acordo com a classificação padrão dos ciclos económicos, o

⁸ Além dos processos univariados acima brevemente caracterizados, CANOVA (1998a) considera três multivariados: (1) “Modelo de índice unidimensional”, em que cada série analisada pode ser TS ou DS, mas uma qualquer combinação linear entre elas não exhibe uma tendência definida; (2) “Modelo de tendências determinísticas comuns”, devido a KING *et al.* (1988), alicerçado nos modelos dos ciclos económicos reais, o qual pressupõe que as variáveis endógenas têm uma tendência determinística comum; e, (3) “Modelo de tendências estocásticas comuns”, desenvolvido por KING *et al.* (1991), os quais modificaram o modelo (2) de forma a admitir que as propriedades de longo prazo das variáveis endógenas fossem dirigidas pelo mesmo choque tecnológico não estacionário, e a que STOCK e WATSON (1988b) deram uma representação estatística de tendência comum.

⁹ Os resultados da análise dos terceiros e quartos momentos, os graus de assimetria e de curtose, respectivamente, mostraram-se pouco sensíveis aos diferentes procedimentos de *detrending* usados, mas, como referimos no ponto introdutório, tais estatísticas são pouco usadas pelos investigadores dos ciclos económicos.

filtro HP era o que produzia menores magnitudes para a variabilidade relativa das componentes cíclicas das séries.

Quanto aos co-movimentos entre as componentes cíclicas das séries, analisados pela perspectiva das correlações cruzadas nos seus valores passados, presentes e futuros, verificava-se, igualmente, uma grande sensibilidade quanto ao tipo de processo de *detrending* usado. Mesmo entre os filtros cobrindo a periodicidade média conforme o ciclo económico padrão, a magnitude e o sinal das várias correlações diferiam substancialmente, uma descoberta que o próprio CANOVA (1998b: 537) considerou surpreendente pois “(...) esperava encontrar mais uniformidade nos resultados, pelo menos entre procedimentos que extraem ciclos de duração similar”.

Canova discutiu, então, as implicações que tais descobertas podiam ter nos factos estilizados do ciclo económico. A primeira conclusão geral foi que se devia focar um conceito preciso de ciclo (por exemplo, a periodicidade média padrão entre 4 e 6 anos) e seleccionar aqueles métodos que extraíam tais ciclos, pois tal produzia uma visão mais uniforme sobre a dimensão das variabilidades relativas entre as séries. Numa outra grande conclusão, relativa à avaliação quantitativa das relações entre as variáveis, o autor considerava que diferentes conjuntos de factos estilizados emergiam mesmo dentro da mesma classe de métodos, o que tornava desaconselhável o uso exclusivo de um único filtro para efeitos de compilação das estatísticas dos ciclos económicos. Finalmente, tendo em conta que diferentes definições dos ciclos económicos geravam diversos objectos económicos, Canova recomendava particular atenção para a prática, comum na literatura, de construir modelos teóricos cujas versões quantitativas se ajustam a um conjunto de regularidades obtidas com um conceito particular de flutuações cíclicas. A sua sugestão era que tais versões da teoria fossem testadas para uma variedade de procedimentos de *detrending*, os quais enfatizassem diferentes frequências cíclicas.

Em comentário ao artigo de Canova, BURNSIDE (1998) manifestou a sua completa discordância quanto ao pessimismo implícito nos dois últimos pontos, considerando que o autor teria exagerado muito o assunto. A sua convicção era que, efectivamente, existem muitos factos sobre ciclos económicos que são robustos¹⁰ e que, mesmo quando tais factos são sensíveis à escolha do filtro para isolar a componente cíclica e a teoria fornece pouca indicação sobre qual deve a escolha recair, tal não deve constituir preocupação para os investigadores, desde que estes estejam cientes das diferenças induzidas pelos vários procedimentos de filtragem. Usando as palavras de BURNSIDE (1998: 514), os filtros alternativos apenas são “(...) diferentes janelas através das quais os economistas podem examinar os modelos e os dados”. Ao relatar as suas conclusões, os macroeconométristas deverão ter apenas o cuidado de precisar o seu significado, especificando, nomeadamente, as formas de tratamento dos dados.

¹⁰ Para demonstrar o seu ponto de vista, Burnside conduziu experiências com três tipos de processos de filtragem das séries: o filtro das primeiras diferenças, o filtro de HP e o filtro *bandpass*. Todos os três atenuavam os movimentos de baixa frequência numa série temporal, mas apenas o último eliminava totalmente a variação em frequência elevada.

3.2.2. CAUSALIDADE E EXOGENEIDADE

A primeira formalização da noção de causalidade deve-se a GRANGER (1969). Tal noção tem natureza puramente estatística e não corresponde a qualquer definição aceitável de causa e efeito no sentido filosófico, mas antes a um sentido limitado de previsibilidade. Onde, como o emprego da expressão “causalidade” não é do agrado de muitos investigadores, esta é, normalmente, substituída por “causalidade de Granger” ou, por “explicação marginal” ou ainda pelo conceito de exogeneidade/endogeneidade.

3.2.2.1. TESTES DE CAUSALIDADE

O conceito “causalidade de Granger” assenta no critério do poder preditivo de uma variável sobre outra¹¹. Para duas variáveis, x e y , diz-se que x causa y , no sentido de Granger, se a consideração dos valores passados de x melhorar a previsão de y , tudo o resto igual. Mais formalmente, HARVEY (1990: 304) apresenta a seguinte definição de “causalidade de Granger”: “Sendo U um conjunto de informação incluindo toda a informação passada e presente, e $\bar{U}$ o mesmo conjunto excluindo a informação presente. Da mesma forma, sendo X toda a informação passada e presente sobre a variável x (...) e sendo $\bar{X}$ unicamente a informação passada, (...) diz-se que a variável x causa y se o previsor “one-step ahead” de y , $\tilde{y}$, baseado em toda a informação passada tem um erro quadrado médio menor que o previsor de y baseado sobre toda a informação passada excluindo x . Mais precisamente, x causa y se o erro quadrado médio $(\tilde{y}|\bar{U}) < \text{erro quadrado médio}(\tilde{y}|\bar{U} - \bar{X})$ ”.

A definição, tal como foi colocada, não é operacional, dado que U representa toda a informação disponível. Daí que Granger tenha sugerido a substituição pelo universo de “informação relevante”. De notar que, assim sendo, dizer que a causalidade é determinada em termos puramente estatísticos não corresponde totalmente à verdade pois, *a priori*, existe um papel do investigador na selecção da informação que é relevante. No entanto, tais requisitos são mínimos.

Os percursos de causalidade entre duas séries temporais, x_t e y_t , podem cair numa das duas situações:

- (i) x_t e y_t são independentes, no sentido que a inclusão dos valores passados de cada uma das variáveis na equação de regressão da outra não melhora a previsão dos valores presentes desta última;

¹¹ Na descrição que fazemos de seguida do conceito de causalidade, percursos de causalidade e dos vários testes, à excepção do teste de Stock e Watson (para o qual recorremos à fonte original), seguimos HARVEY (1990: 303-309).

- (ii) x_t e y_t não são independentes, podendo haver causalidade unilateral (apenas num sentido da regressão) ou bilateral (relação de *feedback*), instantânea ou desfasada.

Tal classificação leva aos oito resultados básicos constantes do quadro seguinte.

Quadro 3.1
Percursos de causalidade entre x_t e y_t

Descrição	Notação
(1) Não causalidade entre x_t e y_t (variáveis independentes)	
(2) Causalidade instantânea	$x \rightarrow y$
(3) x_t causa y_t , não instantaneamente	$x \rightarrow y$
(4) x_t causa y_t , instantaneamente	$x \Rightarrow y$
(5) y_t causa x_t , não instantaneamente	$x \leftarrow y$
(6) y_t causa x_t , instantaneamente	$x \Leftarrow y$
(7) <i>Feedback</i> não instantâneo	$x \leftrightarrow y$
(8) <i>Feedback</i> e causalidade instantânea	$x \Leftrightarrow y$

Fonte: Adaptado de HARVEY (1990: 305), Quadro 8.2

Existem vários testes para apurar o sentido de causalidade entre x_t e y_t , para um dado conjunto de informação relevante. Desde logo, é de notar que, como o conceito de causalidade de Granger se baseia na ideia de precedência temporal de uma variável face a outra, não é possível, a partir dos vários testes, detectar a existência de causalidade instantânea entre as variáveis.

Numa estrutura bivariada, se quisermos testar se x_t causa y_t efectua-se um teste estatístico F, que tem como hipótese nula a não existência de causalidade de x_t sobre y_t . Os testes mais frequentemente usados são os que se apresentam de seguida.

Teste de Sims

Na prática, o teste de Sims consiste em efectuar uma regressão de x_t sobre valores passados e futuros de y_t e testar os valores futuros de y_t .

Teste de Geweke-Meese e Dent

Geweke-Meese e Dent procederam a uma modificação conveniente do teste de Sims para o tratamento da correlação serial das perturbações. Adoptaram uma abordagem espectral, assumindo que o termo de erro podia ser aproximado por um processo AR de ordem p . O teste de Sims, com esta alteração, passou a contar com os valores desfasados de x no lado direito da equação. Assim, na prática, a variante Geweke-Meese-Dent do teste de Sims traduz-se na regressão de x_t sobre os seus valores passados e os valores desfasados e futuros de y_t , efectuando um teste F aos valores futuros de y_t .

Teste directo de Granger

No teste directo de Granger realiza-se uma regressão de y_t sobre o seu valor desfasado e o de x_t e calcula-se um teste F à significância conjunta dos desfasamentos de x_t .

Teste de Stock e Watson

Recentemente, STOCK e WATSON (1998) introduziram um teste¹², variante do teste directo de Granger, o qual, em vez dos testes F, utiliza os coeficientes de determinação ajustados das regressões - $\bar{R}^2$.

Para apurar a causalidade de x_t sobre y_t , obtêm-se o $\bar{R}^2$ marginal, resultante da diferença entre o $\bar{R}^2$ da regressão do valor futuro de y_t , sobre os seus valores presentes e passados e sobre x_t desfasado e o $\bar{R}^2$ da regressão do valor futuro de y_t sobre o seu valor actual e desfasado.

De referir que os testes de causalidade no sentido de Granger, aqui sumariamente descritos numa estrutura bivariada a uma equação, podem ser também estendidos a um maior número de variáveis, num sistema a várias equações. Recentemente, generalizou-se a realização de testes de causalidade de Granger num contexto de vectores autoregressivos (VAR), em que se permite efeitos de simultaneidade de todas as variáveis incluídas no modelo VAR¹³.

Os vários testes de causalidade, enquanto procedimentos estatísticos, não estão isentos de críticas¹⁴. Pelo contrário, a literatura mostra a vulnerabilidade dos resultados dos testes de causalidade a vários factores, entre os quais figuram a dimensão da amostra, o uso das variáveis em níveis ou em primeiras diferenças ou os procedimentos de selecção do número de desfasamentos.

Adicionalmente, a literatura sobre o tema salienta os cuidados a ter na análise dos resultados dos testes de causalidade de Granger, pois a expressão “causalidade” aqui não tem o mesmo significado da que é usada no discurso económico. Por exemplo, uma variável pode, no sentido de Granger, causar o crescimento do produto, não por ser um determinante fundamental daquele, mas simplesmente porque reflecte informação relativa a uma outra variável que, esta sim, é influente na evolução do produto. Tal dependência indirecta pode gerar interpretações falsas, ou espúrias. Onde, a causalidade de Granger deve ser interpretada sempre no sentido de medida de previsão. Contudo, mesmo aí, a capacidade de previsão de uma variável pode ser alterada pela inclusão de variáveis adicionais.

¹² Por nós aplicado no capítulo seguinte, quando da análise indirecta dos ciclos económicos portugueses.

¹³ Daí que voltemos a referir estes testes mais à frente, quando abordarmos os vários instrumentos da análise VAR.

¹⁴ Veja-se COOLEY e LEROY (1985).

Não obstante as várias críticas que lhes são colocadas, os testes de causalidade de Granger são importantes para vários propósitos, onde se destaca o testar as previsões da teoria sobre as relações de causalidade entre variáveis.

3.2.2.2. EXOGENEIDADE

O conceito de exogeneidade tem um papel fundamental no que toca ao uso de modelos econométricos para inferências de política económica. Nomeadamente, pressupostos de exogeneidade inválidos podem conduzir a inferências estatísticas ineficientes ou inconsistentes, e resultarem em previsões e simulações de política enganadoras.

ERICSSON *et al.* (1998) fornecem uma visão geral das condições necessárias para se efectuarem análises de política económica baseadas nos modelos econométricos, onde se focam, entre outros, os conceitos econométricos de exogeneidade, causalidade e invariância.

Seguindo de perto aquele artigo, para obter uma definição rigorosa dos três conceitos, consideremos x_t como um vector de n variáveis ao tempo t , o qual, para efeitos de facilidade de modelização econométrica, foi desdobrado nos vectores de variáveis y_t e z_t , com, respectivamente, m e k variáveis ($m + k = n$). O subconjunto de m variáveis em y_t pode ser, se for respeitado um conjunto de condições, modelizado condicionalmente sobre as remanescentes k variáveis de z_t . Estas aparecem expressas nas definições seguintes, onde os subscritos 1 e 2, indicam a partição dos vectores de parâmetros e das matrizes associadas a y_t e a z_t , por esta ordem.

Exogeneidade fraca

z_t é fracamente exógena para os parâmetros de interesse, ψ , se e só se: (1) $\psi = \psi(\lambda_1)$, isto é, ψ é apenas função de λ_1 e (2) λ_1 e λ_2 são livres de variação.

Nesta definição, o conjunto de parâmetros do modelo, λ , foi dividido em λ_1 e λ_2 os quais estão, respectivamente, associados às matrizes y_t e z_t . A condição (1) assegura que ψ pode ser apreendido a partir de λ_1 . Juntamente, as duas condições, excluem que ψ dependa de λ_2 , quer directamente através de (1), quer indirectamente devido a (2). Como ψ apenas pode ser derivado, única e completamente, a partir do modelo condicional, basta haver exogeneidade fraca das variáveis condicionais z_t , para ser efectuada inferência eficiente sobre ψ a partir do modelo condicional de y_t , sem perda de informação relativa à estimação do modelo conjunto para y_t e z_t .

Causalidade de Granger

Supondo que a densidade marginal $f_z(\cdot)$ não depende de y_{t-1} , isto é, respeitando-se a igualdade $f_z(z_t|x_{t-1}, \cdot) = f_z(z_t|z_{t-1}, \cdot)$, então y não causa z no sentido de Granger.

Exogeneidade Forte

z_t é fortemente exógena para os parâmetros de interesse ψ , se z_t é fracamente exógena para ψ e se $f_z(z_t|x_{t-1}, \cdot) = f_z(z_t|z_{t-1}, \cdot)$.

Invariância

λ_1 é invariante a um conjunto de acções de intervenção de política, C_2 , se λ_1 é constante sobre C_2 .

Exogeneidade Super

z_t é super exógena para os parâmetros de interesse ψ , se z_t é fracamente exógena e se λ_1 é invariante à classe de intervenções C_2 .

As cinco definições permitem-nos extrair um conjunto de conclusões importantes. Em primeiro lugar, deriva-se que a existência de exogeneidade fraca é um requisito essencial para a estimação condicional sem perda de informação. Nomeadamente, a capacidade de obter estimação eficiente dos parâmetros num modelo de regressão numa equação única, numa estrutura de variável dependente, y_t , função das variáveis explicativas, x_t , requer que as variáveis explicativas sejam fracamente exógenas. Por outro lado, os conceitos de exogeneidade “forte” e “super” implicam a verificação da condição de exogeneidade “fraca”, não havendo a implicação inversa.

Uma segunda conclusão respeita à relação entre os conceitos de causalidade de Granger e o de exogeneidade. Assim, a não verificação de causalidade de Granger entre duas variáveis, ou conjuntos de variáveis, não é necessária nem suficiente para que se verifique exogeneidade fraca e a não causalidade de Granger e a fraca exogeneidade definem, em conjunto, a noção de exogeneidade forte.

Por fim, de referir a ligação entre o conceito de exogeneidade e as noções de constância e invariância dos parâmetros do modelo a possíveis intervenções, como alterações nas regras de política monetária, fiscal e na taxa de câmbio, desregulação dos mercados, inovações financeiras e tecnológicas, processos de nacionalização e guerras, as quais podem afectar ao tempo t o processo gerador dos dados (ERICSSON *et al.*, 1998: 373). Em particular, a estabilidade dos parâmetros das relações estimadas é importante, não só porque reforça a confiança nas previsões do modelo estimado, mas também porque pode implicar a propriedade da superexogeneidade, a qual é uma condição necessária para que os parâmetros sejam robustos a intervenções de política económica.

Este último aspecto, foi particularmente enfatizado na crítica de LUCAS (1976), o qual condenou fortemente o uso de um modelo econométrico para análise de política se a implementação da política sob avaliação alterasse a estrutura que o modelo tentava captar. Em geral, o autor colocou o problema de tratar os coeficientes dos modelos econométricos como constantes, não tendo em atenção que os parâmetros comportamentais podem, provavelmente,

mudar quando uma nova política é implementada. Seguindo Lucas, alguns economistas radicaram mais esta posição, objectando em absoluto a utilização dos parâmetros estimados para efeitos de simulações econométricas de políticas futuras, argumentando que tais estimativas apenas têm relevância num dado período histórico amostral, quando pode ter estado em vigor um diferente regime político.

Na prática, a presença da superexogeneidade refuta a crítica de Lucas. Daí a importância, no âmbito de simulações de política económica, da realização de testes estatísticos à estabilidade dos parâmetros (como testes Chow) e à sua invariância (como seja a inclusão de variáveis *dummy* em modelos marginais, que podem ser seleccionadas usando testes Chow).

3.3. RAÍZES UNITÁRIAS

Nesta secção apresentamos algumas das ferramentas empregues na análise univariada da estacionaridade das séries temporais. Cada um dos aspectos respeitantes está tratado numa extensa bibliografia, quer em artigos quer em livros. Referências básicas em livro, destacando o tema das raízes unitárias, incluem GREENE (1993: Cap. 19), HAMILTON (1994: Cap. 15-18), ENDERS (1995: Cap. 4) e, mais recentemente, HATANAKA (1996: Parte I) e MADALLA E KIM (1998). Revisões bibliográficas em artigos contam com os *papers* influentes de STOCK e WATSON (1988a) e de CAMPBELL e PERRON (1991), onde são citadas inúmeras fontes, a maioria das quais escrita na segunda metade da década de oitenta, com ênfase nas aplicações empíricas na macroeconomia, e com o artigo de PHILLIPS e XIAO (1998), o qual se debruça em particular sobre os princípios dos testes e desenvolvimentos recentes, fornecendo uma lista extensiva de referências e de bibliografia anotada. Portanto, na revisão que a seguir efectuamos, apenas incluímos uma pequena resenha das muitas contribuições sobre o tema, necessária ao entendimento dos procedimentos dos testes de raízes unitárias usados nos capítulos empíricos subsequentes.

3.3.1. CONCEITO E SUA RELEVÂNCIA

Entende-se por série temporal estacionária aquela que é uma concretização de um processo estocástico em sentido fraco, isto é, possui média e variância constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas do desfasamento temporal entre esses períodos e não do momento actual em que a covariância é calculada. A estacionaridade é, assim, definida como a situação em que o sistema se apresenta em estado de equilíbrio estatístico em torno de um valor médio, em que as probabilidades associadas ao

processo são estáveis, no sentido de que não dependem do factor tempo. Formalmente, um processo estocástico y_t é classificado como estacionário se goza das seguintes propriedades:

$$(3.15) \quad E(y_t) = \mu < \infty \text{ para qualquer } t$$

$$(3.16) \quad E[(y_t - \mu)^2] = \sigma_y^2 < \infty \text{ para qualquer } t$$

$$(3.17) \quad E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k \text{ para qualquer } t$$

Onde μ , σ_y^2 e γ_k são constantes, representando a média, variância e covariância de y_t , pela mesma ordem, e k traduz o nº de períodos de desfasamento.

Quando pelo menos uma das três condições enunciadas não se verifica diz-se que a série é não estacionária, pois tem tendência a afastar-se sucessivamente de um determinado estado inicial à medida que o tempo decorre.

Para determinar se uma série é estacionária pode começar-se por inspeccionar o gráfico e a funções de autocorrelação da série, na linha da metodologia de Box-Jenkins¹⁵. Tal constitui um processo “grosseiro” mas que pode ajudar a identificar uma série não estacionária, tendo em conta que, em tal caso: (1) a série não retorna a uma média no longo prazo; (2) a variância é dependente do tempo e caminha para o infinito à medida que aumenta o tempo; e, (3) as funções de autocorrelação, em amostras finitas, não decaem rapidamente para zero. Assim, na prática, para uma investigação preliminar da estacionaridade da componente ruído, considera-se a função autocorrelação da componente cíclica estimada (como, por exemplo, os ruídos de uma regressão da série numa constante e num *trend* temporal linear) e analisam-se as autocorrelações estimadas dos resíduos. Se estas forem elevadas e decaírem lentamente ao longo do tempo tal indicia, como o argumentado em NELSON e PLOSSER (1982), que a série tem um processo com raiz unitária.

No entanto, embora possa não o ser em nível, as diferenças de uma série podem exibir estacionaridade. Em particular, y_t é designada como integrada de ordem d , ou $I(d)$, se, para ser estacionária, for necessário diferenciá-la d vezes, isto é, $\Delta^d y_t$ é estacionária¹⁶. Daí que, geralmente, se assuma que o processo de investigação da estacionaridade de uma série se resume à procura do grau de integração, d . Adicionalmente, apenas é costume usar a expressão “processo

¹⁵ Estamos a referir-nos, naturalmente, ao método proposto em 1970 por Box e Jenkins, o qual teve um desenvolvimento considerável nos anos 70 e 80. Este método assenta em três etapas sequenciais – identificação, estimação e avaliação do diagnóstico - para encontrar um “bom modelo” ARMA de descrição das séries temporais. Entre a vasta literatura que versa a metodologia de Box-Jenkins, destacamos, porque escritas em português, as contribuições de ANDRADE (1993: Cap. XV) e de MURTEIRA *et al.* (1993: Cap. 5).

¹⁶ O operador de diferenciação, Δ^d , é, usualmente, definido como $(1-L)^d$, sendo o polinómio de desfasamentos, L , ele próprio dado por $L^n y_t = y_{t-n}$. Por exemplo, as primeiras diferenças de y_t correspondem a $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$, enquanto que as segundas diferenças são dadas por $\Delta^2 y_t = \Delta y_t - \Delta y_{t-1} = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2} = (1-L)^2 y_t$.

integrado” em referência a uma série com ordem de integração estritamente maior do que zero (pois se ela for $I(0)$ já é estacionária em níveis e não precisa de diferenciação).

Normalmente, tende-se a considerar que as séries macroeconómicas reais são $I(1)$ enquanto que as nominais são, na maior parte dos casos $I(2)$. Contudo, tal generalização, não dispensa a realização de testes formais à estacionaridade das variáveis.

A correcta caracterização da (não) estacionaridade das séries macroeconómicas é fundamental, dado que tem fortes implicações em termos da inferência estatística e da análise económica.

Quanto ao primeiro aspecto, o estudo de GRANGER e NEWBOLD (1974) foi pioneiro no estudo das consequências da não estacionaridade sobre as propriedades dos estimadores. Os autores alertaram para o perigo de se obterem regressões espúrias quando as variáveis usadas fossem integradas, nomeadamente um valor geralmente baixo para a estatística de Durbin-Watson, estatísticas t e coeficientes de determinação muito elevados. Granger e Newbold mostraram que o uso de séries não estacionárias na análise econométrica pode levar a resultados estatisticamente muito bons mas sem qualquer relevância económica, já que há uma subestimação dos desvios-padrão dos estimadores dos parâmetros. Para evitar que se cometam erros graves na interpretação das estatísticas obtidas nas regressões econométricas, é necessário que se proceda à análise de certos tipos de processos estocásticos não estacionários com ferramentas apropriadas. Há que realizar testes à presença de raízes unitárias pois, quando estas estão presentes, é inadequada a análise de regressão linear tradicional, visto que os estimadores dos parâmetros não seguem a distribuição convencional, o que invalida a inferência estatística através dos testes de significância usuais (como as estatísticas t e F). Contudo, tais testes continuam a constituir um importante instrumento para detectar variáveis não relevantes.

Relativamente à análise macroeconómica, o padrão de estacionaridade condiciona, desde logo, o grau de persistência atribuído a cada série, ou seja, os efeitos de uma determinada inovação (choque), verificada num dado momento, sobre o percurso de longo prazo da série. Quando sujeita a uma perturbação, uma série temporal estacionária segue um processo de retorno, mais ou menos lento a uma média, ou seja, as perturbações que afectam tal série têm apenas efeitos transitórios. Uma série não estacionária não goza de tal propriedade, antes existindo inovações com um efeito permanente sobre o nível da série.

3.3.2. TESTES

Desde inícios da década de oitenta que, no âmbito da representação de séries temporais de uma variável, a hipótese da presença de uma raiz unitária atraiu a atenção crescente dos

investigadores. É agora comum iniciar a análise econométrica com testes prévios às séries para as classificar de TS ou DS e impor a forma adequada na análise subsequente.

Os primeiros testes formais à presença de raízes unitárias foram propostos por DICKEY e FULLER (1979; 1981). Desde então, um vasto e crescente número de artigos explorou o tema e, consequentemente, muitos novos testes foram desenvolvidos. Nesta secção apenas expomos, sucintamente, os mais correntemente referidos na literatura, os quais foram por nós escolhidos para usar na investigação empírica dos ciclos económicos portugueses. De forma a não tornar o texto demasiado denso, os desenvolvimentos relativos aos procedimentos destes testes, bem como a descrição dos critérios normalmente usados na selecção da duração dos desfasamentos a inserir nos mesmos, foram remetidos para o apêndice a este capítulo.

3.3.2.1. TESTES DE DICKEY-FULLER

Dickey e Fuller especificaram os primeiros testes (testes DF) para testar a hipótese nula de determinada série conter uma raiz unitária (DS) contra a hipótese alternativa de ser TS, requerendo apenas o pressuposto de que se podia representar satisfatoriamente a série através de um modelo AR(1). Contudo, como tal especificação não representava satisfatoriamente a autocorrelação da generalidade dos processos, os autores alargaram os testes a modelos autoregressivos de ordem superior.

Em tais testes, conhecidos como “testes ADF”, como o processo estocástico gerador da série pode incluir termos determinísticos, como uma constante (μ) ou *trend* temporal (t), são apresentados testes para três equações de regressão diferentes:

$$(3.18) \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$(3.19) \quad \Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$(3.20) \quad \Delta y_t = \mu + \tau t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Onde ε_t é um processo “ruído branco”, isto é, satisfaz as condições de estacionaridade de 2ª ordem, pois exhibe média, covariância e variância constantes, sendo as primeiras duas de valor nulo, e γ é o parâmetro de interesse, sob o qual recai o teste de DF. Se $\gamma = 0$, a sequência $\{y_t\}$ contém uma raiz unitária.

A realização do teste consiste na regressão de uma das equações (3.18) a (3.20) por mínimos quadrados ordinários (OLS – *Ordinary Least Squares*), para estimar γ e a estatística t associada e compará-la com o valor crítico tabelado, de forma a poder rejeitar ou não, para um

nível de confiança adequado, a hipótese nula da existência de raiz unitária. Realizados os testes DF, se não for de excluir a hipótese da existência de uma raiz unitária, a recomendação é para diferenciar as variáveis de interesse até obter a estacionaridade e só então proceder à estimação¹⁷.

3.3.2.2. TESTES DE PHILLIPS-PERRON

Mais tarde, PHILLIPS (1987), PERRON e PHILLIPS (1987) e PHILLIPS e PERRON (1988) propuseram, em vez da inclusão de regressores extra, uma correcção não-paramétrica às estatísticas padrão para lidar com o problema de autocorrelação dos resíduos. Assim, o procedimento de Phillips-Perron (PP) age sobre as estatísticas após estimação de forma a ter em conta os efeitos que erros autocorrelacionados possam ter sobre os resultados. Onde, uma vantagem dos testes de PP sobre os de DF reside, desde logo, em não desperdiçar tantos graus de liberdade nas regressões por OLS. Por outro lado, como, assintoticamente, as estatísticas são corrigidas na quantidade necessária, aplicam-se as mesmas distribuições dos testes de DF.

Os testes de PP são baseados na estimação por OLS de três equações AR(1), onde não se pressupõe que o termo de erro, u_t , segue um processo “ruído branco”, mas antes que é flexível o suficiente para satisfazer um conjunto de condições gerais o suficiente para incluir todos os processos ARMA finitos gerados por erros gaussianos¹⁸. Tais equações assumem a forma:

$$(3.21) \quad y_t = \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t$$

$$(3.22) \quad y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + u_t^*$$

$$(3.23) \quad y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} (t-T/2) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{u}_t$$

Onde μ , β , e α são parâmetros, t é a *trend* temporal e T é o número de observações.

O procedimento de teste de PP consiste na estimação por OLS de uma das equações de (3.21) a (3.23) e, de seguida, no cálculo das estatísticas respectivas para a hipótese nula de raiz unitária. A grande vantagem de tais estatísticas é possuírem as mesmas distribuições assintóticas para uma vasta gama de estruturas de erro, incluindo as das estatísticas desenvolvidas por Dickey e Fuller sob o pressuposto de erros i.i.d., e daí poderem ser usadas as mesmas tabelas de valores críticos. Outra “afinidade” entre os dois tipos de testes é que também os testes de PP têm o problema de exibir fraca *performance* na presença de certos tipos de correlação serial.

¹⁷ Tal tem como desvantagem principal a perda de toda a informação de longo prazo contida nos dados.

¹⁸ As condições que u_t deve satisfazer são as formalmente expressas em PHILLIPS (1987: 280-281), PHILLIPS e PERRON (1988: 336-337) e PERRON (1988: 301-302).

3.3.2.3. TESTES DE PERRON

O comportamento dos testes de raízes unitárias em variáveis que exibem uma quebra estrutural tem sido vastamente discutido em trabalhos, onde, entre outros, se incluem os de PERRON (1989; 1994; 1997) para séries com quebra na tendência determinística (no nível e/ou na inclinação) e PERRON (1990) e PERRON e VOGELSANG (1992a; 1992b), em relação a variáveis sem tendência com média variável.

Do ponto de vista analítico, a contribuição mais influente foi a de PERRON (1989), a qual iniciou uma controvérsia sobre os efeitos de quebras na tendência sobre os resultados dos testes de raiz unitária. Especificamente, o autor argumentou que a vasta evidência encontrada de raiz unitária nas séries temporais podia ser devida a alterações estruturais importantes na sua função tendência. Desenvolveu, então procedimentos para testar a hipótese de raiz unitária perante a possibilidade de uma alteração num dado período na função tendência. Mostrou que o estimador do parâmetro autoregressivo caminha assintoticamente para a unidade quando a variável é gerada de acordo com um modelo com quebra na tendência. Da mesma forma, o estimador normalizado tende para um valor que nunca permite a rejeição da hipótese da raiz unitária. Daí que a principal conclusão inferida pelo autor tenha sido que tais estatísticas não eram capazes de rejeitar a hipótese nula (H_0) assintoticamente. Por outras palavras, podemos estar a considerar o modelo não estacionário, ou seja, que a série é DS (de acordo com a terminologia usada por NELSON e PLOSSER, 1982) como a especificação por defeito do verdadeiro processo gerador dos dados e, consequentemente, os testes de raiz unitária nos levarem erradamente a não rejeitar tal hipótese.

PERRON (1989) mostrou, através de simulações empíricas com as mesmas séries usadas por Nelson e Plosser, que a aplicação de modelos em que a função tendência sofre uma quebra estrutural enfraquecia consideravelmente a evidência em favor da presença de raiz unitária. Posteriormente, PERRON (1994) apresentou uma revisão dos argumentos por ele invocados no seu *paper* de 1989 e os procedimentos de testes entretanto desenvolvidos por PERRON e VOGELSANG (1992a, 1992b) para alterações não conhecidas na média das séries. Estudou, em particular, o efeito de usar testes padrão de raiz unitária (nomeadamente, os testes de DF) sem permitir uma quebra possível na tendência, e ela tivesse efectivamente ocorrido. Para o caso de dados com tendência, as simulações efectuadas levaram-no a concluir que a não rejeição da hipótese de presença de raiz unitária, frequentemente presente nos trabalhos empíricos, era consistente com a possibilidade das séries serem caracterizadas por flutuações estacionárias em torno da função tendência, a qual tivesse sofrido uma alteração temporal no seu nível e/ou inclinação. Onde, em tais casos, não obstante a série ser de facto estacionária em tendência em cada uma das duas subamostras (antes e

depois da data da quebra), os testes de DF mostravam-se incapazes de rejeitar a hipótese de raiz unitária em amostras finitas¹⁹.

Nos seus vários trabalhos, Perron desenvolveu procedimentos para testar a raiz unitária permitindo a possibilidade de uma variação temporal num único período, T_b , sobre o nível e/ou a taxa de crescimento da tendência das séries. As alterações estruturais da função tendência são vistas como realizações de “grandes choques” ou eventos infrequentes com efeitos permanentes sobre o nível das séries²⁰. O autor considerou duas formas, com implicações diferentes em termos dos procedimentos para testar as raízes unitárias, para o processo de transição para o novo percurso da função tendência: (1) o modelo *Additive Outlier* (AO), o qual pressupõe uma alteração instantânea da função tendência e (2) o modelo *Innovational Outlier* (IO), segundo o qual a mudança para a nova função tendência ocorre lenta e gradualmente.

A hipótese nula subjacente é, tal como nos testes de DF, que uma dada série $\{y_t\}_0^T$, para a qual existe disponível uma amostra de tamanho $T+1$, é caracterizada pela presença de uma raiz unitária e, possivelmente, de uma *drift* não nula. A hipótese alternativa postula a existência de uma quebra em T_b , com $1 < T_b < T$ (sendo T a dimensão da amostra), na ordenada na origem (ou seja, no nível da série), no declive (ou seja, na taxa de crescimento) ou em ambas. A consideração destas situações levou à formulação de modelos diferentes em cada categoria – AO ou IO.

Modelos AO

$$(3.24) \quad (AO_1): \quad y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + v_t$$

$$(3.25) \quad (AO_2): \quad y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t^* + v_t$$

$$(3.26) \quad (AO_3): \quad y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1) DT_t^* + v_t$$

Onde $DU_t = 1$ e $DT_t^* = t - T_b$ se $t > T_b$ e 0 noutros casos, v_t é um processo ARMA(p, q) da forma $A(L)v_t = B(L)e_t$, sendo $e_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$, e $A(L)$ e $B(L)$ polinómios no operador de defasamento L , de ordem possivelmente desconhecida p e q , respectivamente. A hipótese nula é definida para a existência de uma raiz unitária no polinómio autoregressivo, isto é, pode-se escrever $A(L) = (1-L)A^*(L)$, onde todas as raízes de $A^*(L)$ estão fora do círculo unitário.

¹⁹ MONTAÑÉS e REYES (1998), num aprofundamento do estudo do efeito causado por uma quebra na função tendência sobre os testes de raiz unitária de DF, concluíram que, pelo menos nalgumas situações, o comportamento assintótico do estimador normalizado da estatística t de DF pode não ser afectado pela ocorrência de quebras na função tendência. Adicionalmente, os autores mostraram que o funcionamento da estatística de DF é diferente no modelo de crescimento variável (com alteração da inclinação) e no modelo misto, ou seja, aquele que combina quebra no intercepto e na tendência, um resultado que contrasta com o obtido em PERRON (1989), onde era suposto que tais efeitos fossem idênticos. Mas, não obstante as correcções efectuadas por Montañés e Reyes, os exercícios de Monte Carlo por eles desenvolvidos mostraram que o argumento invocado por Perron - de que os testes de DF são enviesados em favor da não rejeição da hipótese de raiz unitária - permanece válido para amostras finitas.

²⁰ Segundo definição dada por PERRON (1994: 117).

O modelo AO₁, *Crash Model*, permite uma alteração única em T_b no intercepto da função tendência igual a $\mu_2 - \mu_1$. A eq. (3.25) define o modelo AO₂, o qual admite a possibilidade conjunta de uma variação na média, de magnitude $\mu_2 - \mu_1$, e na inclinação da função tendência, a qual se pressupõe passar subitamente da taxa de crescimento β_1 para β_2 . O modelo AO₃, *Changing Growth Model*, postula uma modificação apenas na inclinação da função tendência, pelo que, não havendo variação na média da série, μ , os dois segmentos daquela se juntam em T_b .

Os três modelos descritos aplicam-se a variáveis com tendência, para as quais é visível um percurso de crescimento ao longo do tempo e, donde, é possível ocorrerem alterações no intercepto e/ou inclinação da função tendência. PERRON (1990) e PERRON e VOGELSANG (1992a, 1992b) alargaram a análise ao caso das séries sem tendência, onde apenas é possível observar uma variação mais ou menos brusca na média. Para tais séries com média variável, o modelo AO pode ser definido como uma versão de (3.24), diminuída de βt :

$$(3.27) \quad (AO_{1a}): y_t = \mu_1 + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + v_t$$

Modelos IO

Nos modelos IO, como a mudança para a nova função tendência se prolonga no tempo, ou seja, o choque não é instantâneo mas dura ao longo de vários períodos, uma forma conveniente de modelar tal comportamento é supor que $\{y_t\}_0^T$ reage gradualmente a um “grande choque” ocorrido em T_b da mesma forma que reage aos “choques regulares”, associados com a componente estacionária da série.

No seu trabalho inicial de 1989, Perron definiu também três versões para os modelos IO, relativas às situações acima descritas para os modelos AO. Posteriormente, em 1994, Perron abandonou o terceiro, alteração da inclinação com junção dos dois segmentos da tendência no momento da quebra, devido à impossibilidade de aplicação empírica usando métodos de estimação linear. Donde se consideram apenas dois modelos, IO₁ e IO₂, que sob a hipótese nula têm a seguinte representação:

$$(3.28) \quad (IO_1): y_t = y_{t-1} + b + \psi(L)(e_t + \delta D(T_b)_t)$$

$$(3.29) \quad (IO_2): y_t = y_{t-1} + b + \psi(L)(e_t + \delta D(T_b)_t + \eta DU_t)$$

Onde $D(T_b)_t = 1$ se $t = T_b + 1$ e 0 noutros casos, b é uma constante, δ e η são o impacto imediato da alteração no intercepto e na inclinação, por esta ordem, e o polinómio de defasamentos $\psi(L)$ traduz a representação de médias móveis das primeiras diferenças dos dados. Isto é, sendo z_t a função ruído das séries, tem-se que $A_1(L)z_t = B_1(L)e_t$, e $\psi(L) = A_1(L)^{-1}B_1(L)$, em que os polinómios de ordem finita $A_1(L)$ e $B_1(L)$ têm todas as suas raízes fora do círculo unitário.

Sob a hipótese alternativa de flutuações estacionárias em torno da função tendência, os modelos IO1 e IO2 são dados por:

$$(3.30) \quad (IO_1): \quad y_t = \mu + \beta t + \Phi(L)(e_t + \theta DU_t)$$

$$(3.31) \quad (IO_2): \quad y_t = \mu + \beta t + \Phi(L)(e_t + \theta DU_t + \gamma D T_t^*)$$

Onde $\Phi(L) = (1 - \alpha L)^{-1} A_1(L)^{-1} B_1(L)$, e θ ($\theta = \mu_2 - \mu_1$) e γ ($\gamma = \beta_2 - \beta_1$) definem, respectivamente, o impacto imediato sobre o intercepto e a inclinação da função tendência.

Por fim, para variáveis sem tendência, as especificações para as hipóteses nula e alternativa são dadas pela modificação adequada do modelo IO1, respectivamente, representadas por:

$$(3.32) \quad (IO_{1a}): \quad y_t = y_{t-1} + \psi(L)(e_t + \delta D(T_b)_t)$$

$$(3.33) \quad (IO_{1a}): \quad y_t = \mu + \Phi(L)(e_t + \theta DU_t)$$

Os procedimentos dos testes são baseados em regressões simples, estimadas por OLS, apropriadamente aumentadas com componentes “trend” ou “dummy”. As estatísticas dos testes são baseadas em testes t para testar se a soma dos coeficientes autoregressivos é igual à unidade. Ou seja, basicamente é o procedimento adoptado nos testes DF. De notar que a estrutura particular da regressão é diferente para cada modelo (1, 2, ou 3) e também para cada versão AO ou IO. Donde também os valores críticos diferem de acordo com a estrutura específica usada.

A principal crítica apontada à abordagem de PERRON (1989) baseou-se no pressuposto das intervenções que deram lugar às variações na função tendência terem ocorrido numa data conhecida, em vez daquela ser estimada como uma variável aleatória. O facto da data ser conhecida à partida (não correlacionada com os dados) ou desconhecida (correlacionada com os dados) reveste-se de enorme importância, pois tanto as distribuições assintóticas como as nas amostras finitas das estatísticas dos testes dependem da extensão da correlação entre a escolha do ponto de quebra e o tamanho da amostra ($\lambda = T_b/T$). Aliás, o próprio autor reconheceu a validade deste argumento, pelo que alargou a sua abordagem e desenvolveu novos testes que explicitamente incorporam métodos para endogeneizar a data da quebra, de forma a esta ser completamente determinada pelos dados. A ideia subjacente é que se, perante tais testes, a hipótese de raiz unitária continuar a ser rejeitada então também pode ser definitivamente colocada de lado para pressupostos menos restritivos.

O trabalho subsequente realizado por PERRON (1994; 1997) para séries com tendência, e de PERRON e VOGELSANG (1992b) para séries *notrending*, assumindo T_b endógeno, complementou e documentou a robustez dos resultados anteriores de Perron, para T_b conhecido *a priori*.

Não só nos testes de Perron, mas para todos os testes de raiz unitária em geral, a escolha da duração específica dos desfasamentos pode influenciar significativamente os resultados. Em particular, é importante assegurar que os termos de erro das equações se aproximam de processos “ruído branco”, isto é, não exibem correlação serial. Mas, por outro lado, incluir demasiados *lags* reduz a potência do teste para rejeitar a hipótese de raiz unitária, dado que a inclusão de maior número de desfasamentos, implica a perda de graus de liberdade²¹.

Daí a importância que os vários métodos para decidir sobre a truncagem do grau do polinómio dos desfasamentos têm actualmente, não só na literatura sobre raízes unitárias mas noutros temas que exigem tal escolha, nomeadamente no domínio da cointegração e da análise VAR²².

Em suma, os testes convencionais como os de DF e os testes não paramétricos de PP, têm subjacente a hipótese nula de uma raiz unitária, caso em que a série se diz $I(1)$ e é estacionária nas primeiras diferenças, contra a hipótese alternativa da série ser estacionária na tendência e, logo, poder ser tomada nos seus níveis, eventualmente após uma prévia logaritmização. Desenvolvimentos mais recentes destes testes devem-se à investigação de Perron no sentido de testar uma H_0 da série conter uma raiz unitária contra H_1 da ocorrência de uma quebra na função tendência, no seu nível e/ou inclinação. Tal é um procedimento que se julga apropriado executar pelo menos em algumas séries e que, dada a sua importância no estudo do comportamento das séries temporais, também por nós será objecto de atenção na parte empírica do presente trabalho.

3.3.3. CRÍTICAS

Na secção anterior expusemos apenas os procedimentos mais usuais de teste à presença de uma raiz unitária. Não queremos deixar de referir aqui as críticas inerentes à sua importância. É que, embora o estudo da existência de raízes unitárias tenha sido visto como de implicações determinantes para o entendimento das fontes e natureza dos ciclos económicos, mais recentemente vários macroeconomistas exprimiram opinião contrária. Em particular, consideram

²¹ Como demonstrado em THORNTON e BATTEN (1985) e PERRON (1994). Na segunda parte do apêndice I apresentamos alguns dos processos mais frequentemente usados para seleccionar a duração dos *lags* a incluir nos testes de raiz unitária.

²² A questão de escolha de k é também um tema central na análise VAR. Como veremos no Cap. 5, tendo cada uma das n equações do sistema VAR ($n \times k + 1$) coeficientes, cada k adicional elimina ($k \times n$) graus de liberdade. Donde, a selecção apropriada da duração dos desfasamentos pode ser crítica. Se k for demasiado grande graus de liberdade podem ser desperdiçados mas, por outro lado, se for demasiado pequeno o modelo está mal especificado.

que não se pode olhar para os resultados dos testes como de validade absoluta, dados os muitos problemas subjacentes à sua elaboração.

É bem sabido que os testes de DF e de PP não são muito potentes e baseiam-se em resultados assintóticos. Formalmente, a potência de um teste é igual à probabilidade de rejeitar uma falsa hipótese nula. No caso dos testes de DF e PP, foram feitas várias simulações de Monte Carlo que mostraram que a sua potência é baixa. Nomeadamente, não têm o poder de distinguir entre um processo de raiz unitária e um processo próximo da raiz unitária. Donde, tais testes terem tendência a, frequentemente, indicar que uma série contém uma raiz unitária. Particularmente, em amostras finitas, qualquer processo TS pode ser arbitrariamente bem aproximado por um processo raiz unitária e vice-versa.

Este problema foi explorado, entre outros, por COCHRANE (1991) que evidenciou importantes questões estatísticas e macroeconómicas. O autor usou a decomposição de Beveridge e Nelson para mostrar que, como a componente *random walk* de uma série pode ter uma variância arbitrariamente pequena, os testes para raízes unitárias ou TS têm arbitrariamente pouca potência em amostras de pequena dimensão. O autor também mostrou que existem processos raiz unitária cuja funções de verosimilhança e de autocorrelação são arbitrariamente próximas das correspondentes a qualquer processo estacionário e vice-versa. Donde, Cochrane alertou para a frágil inferência dos testes de raiz unitária ou TS.

Além disso, o autor mostrou que os problemas de fraca potência não são exclusivos dos testes de raiz unitária. Ou seja, qualquer teste da hipótese de que $\theta = \theta_0$ tem arbitrariamente pouca potência contra uma hipótese alternativa $\theta_0 - \varepsilon$ em pequenas amostras. Daí que alguns autores tenham questionado se tais casos extremos, vizinhança da raiz unitária e perda de potência e distorções dos testes de raiz unitária, não terão sido muito exagerados visto não serem exclusivos às estatísticas daqueles testes, mas também extensíveis a outros tipos de testes, como é o caso dos testes padrão t. Ou seja, conforme as palavras de COCHRANE (1991: 283) “Qual a teoria da distribuição que fornece uma melhor aproximação em amostras pequenas?”.

Contudo, o certo é que o problema é muito sério no caso das raízes unitárias, pois delas dependem importantes temas de natureza estatística e económica. Em termos estatísticos, porque a teoria da distribuição assintótica de muitos estimadores ou dos testes estatísticos é muito sensível à presença ou ausência de uma raiz unitária. Em tal caso, a distribuição assintótica é descontínua à medida que a maior raiz se aproxima da unidade ou a componente *random walk* se aproxima de zero. Daí, muitos autores considerarem fundamental um pré-teste às séries para a inclusão numa ou noutra situação, mesmo quando os testes têm pouca potência, de forma a que a teoria de distribuição assintótica “correcta” possa ser aplicada numa fase posterior. Mas, tal procedimento, hoje corrente, de pre-testar a presença de raízes unitárias e então impor os

resultados destes testes na análise subsequente, não colhe simpatias junto de vários econometristas²³.

Também em MADDALA e KIM (1998: Cap. 4) se discutem os vários problemas que se colocam com os testes de DF e de PP e com outros testes posteriormente desenvolvidos, entre os quais se destacam pela sua popularidade, o teste KPSS (devido a Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin) e o teste BSP (Bhargava-Schmidt-Phillips)²⁴. As soluções apontadas por MADDALA e KIM (1998: 103-116) passam pelas modificações entretanto introduzidas por trabalhos posteriores. Extensões dos testes ADF foram propostas por Elliot, Rothenberg e Stock (testes DF-GLS) e as dos testes de PP foram preconizadas por Perron e Ng (estatísticas MZ). Contudo, embora tais testes possam ser vistos como melhorias em relação aos testes de PP e DF, não existe até ao momento um estudo comparativo da *performance* deles.

Por outro lado, como foi referido, a presença de *outliers* nos dados das séries temporais²⁵ podem causar problemas de inferência estatística nos testes de raiz unitária convencionais. Os trabalhos de Perron e outros mostraram que tais *outliers* levavam a distorções no tamanho dos testes, dependendo da natureza de tais quebras estruturais (IO ou AO). Nomeadamente, quebras estruturais enviesam os testes de DF e de PP para a não rejeição de uma raiz unitária. A investigação iniciada por PERRON (1989) mostrou como é possível incorporar tais alterações nos testes de raízes unitárias. Contudo, também os testes de Perron têm, como os de DF e de PP, pouca potência para distinguir entre uma raiz unitária e um processo próximo da raiz unitária.

Para os três tipos de testes, DF, PP e de Perron, uma questão prática importante coloca-se ao nível dos regressores determinísticos (intercepto e/ou *trend* temporal) a incluir nos vários modelos subjacentes ao cálculo das estatísticas dado que, geralmente, não se conhece o verdadeiro processo gerador dos dados²⁶. Se, por exemplo, uma variável *trend* temporal for omitida quando

²³ É significativo que o próprio DOAN (1992), autor de muitos procedimentos informáticos para testar a existência de raízes unitárias no programa *Regression Analysis of Time Series* (RATS), se coloque do lado daqueles que questionam a importância de pré-effectuar tais testes.

²⁴ No teste KPSS a hipótese nula é a da estacionaridade contra a alternativa da presença de uma raiz unitária. Este teste é, normalmente, considerado útil para uma análise confirmatória em conjugação com os testes DF e PP. No entanto, Maddala e Kim desaconselhavam, igualmente, o seu uso pois entendiam que padecia dos mesmos “males” que aqueles últimos, isto é, exibiam distorções no tamanho e fraca potência. Por seu lado, o teste BSP assenta na formulação de SCHMIDT e PHILLIPS (1992) para testar a presença de raiz unitária com *trends* determinísticos. Baseando-se no princípio do *Lagrange Multiplier* (LM), os autores construíram o seu teste a partir da estatística de Bhargava e elaboraram tabelas com os respectivos valores críticos. Daí que na literatura subsequente, os testes LM sejam também, frequentemente, referidos como testes BSP.

²⁵ Ou seja, observações aberrantes que são muito diferentes dos restantes dados, motivadas por erros de medida ou eventos extraordinários (como alterações nas políticas económicas, guerras ou desastres).

²⁶ CAMPBELL e PERRON (1991) exploraram as implicações da consideração de regressores determinísticos nos testes de DF. A sua descoberta principal foi que o investigador pode falhar a rejeição da hipótese nula de raiz unitária devido a uma má especificação da componente determinística da regressão, ou seja, a inclusão de muito poucos ou demasiados regressores.

ela está de facto presente no processo gerador dos dados, a potência dos testes t caminha para zero à medida que a amostra cresce. Mas, por outro lado, é desejável não incluir regressores desnecessários pois a potência do teste decresce à medida que termos determinísticos são incluídos como regressores extra. Daí a importância assumida pela escolha dos desfasamentos (parâmetro k).

Este problema é fulcral nos testes de raiz unitária, pois eles são condicionais à presença de regressores determinísticos. Mas, por seu lado, também os testes para a presença de regressores determinísticos são condicionais à existência de uma raiz unitária. Infelizmente, nunca podemos estar seguros de que estamos a incluir os regressores determinísticos apropriados no nosso modelo económico.

Contudo, existem alguns guias práticos que podem ser seguidos nos procedimentos dos testes. A estratégia que tem reunido maior consenso consiste em, numa primeira fase, recorrer a considerações teóricas e efectuar uma análise gráfica, de forma a obter indicadores importantes da presença de termos determinísticos e, numa segunda fase, efectuar testes sequenciais, do modelo mais geral para especificações mais restritivas²⁷. Em caso de persistirem dúvidas sobre a opção tomada, uma boa regra a seguir na prática é verificar a robustez dos testes de raiz unitária para as diferentes especificações dos modelos. Tal procedimento tem o inconveniente de ser extremamente trabalhoso e moroso, mas, de facto, se a H_0 de raiz unitária for continuamente rejeitada não há lugar para duvidar que a série é estacionária na tendência.

Uma breve passagem pelos desenvolvimentos mais recentes da literatura das séries temporais inclui, para os testes mais convencionais, a sua extensão aos casos da existência de raízes unitárias múltiplas (série integrada de ordem $d > 1$) e em frequências sazonais²⁸. No contexto da análise de quebras na tendência, a literatura que se seguiu a Perron alargou o tema das quebras na tendência a vários pontos de quebra²⁹ e a outras áreas, tais como a da cointegração e sazonalidade³⁰. Tais desenvolvimentos, embora fulcrais no domínio da literatura das raízes unitárias, não foram por nós aprofundados pois não se revelam essenciais no âmbito da nossa abordagem empírica. Por outro lado, a literatura recente sobre tal tema é demasiado vasta para que se possa dar aqui conta das numerosas extensões que, continuamente, estão a ser produzidas.

²⁷ Veja-se ENDERS (1995: 256-258) para os testes ADF e PERRON (1994: 120-128) no caso do procedimento a usar quando se suspeita de quebras estruturais na função tendência. É de sublinhar a análise efectuada por Perron pois o problema da escolha prática do método apropriado foi ilustrado para um conjunto de dados históricos para a série PNB real para um grupo de 7 países - Austrália, Canadá, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Itália, Noruega, Suécia, Reino Unido e EUA - no período 1870-1986.

²⁸ Tais temas são revistos, entre outros, por BANERJEE *et al.* (1993: 119-123) e ENDERS (1995: 227-233).

²⁹ É de notar que Perron também admitia que tais alterações estruturais pudessem ocorrer mais do que uma vez, mas considerava que apenas uma quebra na média e/ou na inclinação se destacava pela sua grande magnitude relativamente às restantes.

³⁰ Para uma revisão seleccionada da literatura sobre os efeitos das quebras na tendência sobre os temas da raiz unitária, cointegração e integração sazonal, veja-se MADDALA e KIM (1998: Cap. 13).

Em suma, as limitações apontadas aos testes de raiz unitária constituem um aviso à sua aplicação arbitrária sem ter em consideração a sua fraca potência e as restrições por eles impostas em amostras finitas. Simultaneamente, apontam para a necessidade de continuar o esforço de investigação sobre novos procedimentos que saneiem as dificuldades dos existentes. É que mais que não seja, a multiplicidade de testes existentes (muitos mais dos que aqui foram mencionados), mostra que, até agora, ainda nenhum deles é totalmente satisfatório, ou suficientemente poderoso, para confirmar ou infirmar a hipótese de raiz unitária.

3.4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A abordagem indirecta tem sido, predominantemente, adoptada no estudo dos chamados “factos estilizados”, ou “regularidades empíricas”, dos ciclos económicos. Através dela é possível sumariar os co-movimentos cíclicos entre os vários agregados macroeconómicos e uma medida do ciclo económico (frequentemente o PIB ou o PNB) e examinar, em que medida, são válidas as previsões dos vários modelos teóricos. Geralmente, a análise é efectuada em termos anuais.

A partir das componentes cíclicas das variáveis analisa-se, graficamente e com base num conjunto de estatísticas descritivas, o padrão de evolução cíclica de cada série individual relativamente ao ciclo económico agregado. Tais procedimentos assentam, essencialmente, no uso de métodos para decompor as séries temporais nas suas componentes “ciclo” e “tendência”.

O problema é que a aplicação dos vários métodos descritos conduz, frequentemente, a divergências substanciais nas propriedades dos momentos de 2ª ordem estimados. Até ao momento, não existe um consenso quanto ao melhor processo de isolar as componentes cíclica e secular das séries temporais. Este é um tema que continua em aberto e que não será, provavelmente, resolvido nos tempos mais próximos. Daí, que a opção dos investigadores em usar um, ou vários, dentre eles reflectem sobretudo as suas preferências pessoais, face à questão que está a ser investigada e ao tipo de factos que pretendem estabelecer e, por outro lado, as propriedades inerentes à construção dos diversos filtros. Na análise dos ciclos económicos, como a literatura é consensual em considerar flutuações ocorridas num período entre dois e não mais de oito anos, deve-se, consistentemente, optar por filtros que colocam a maior parte da sua ponderação em tais frequências.

A análise gráfica e o cálculo dos desvios-padrão relativos ou dos coeficientes de correlação entre as componentes cíclicas das séries macroeconómicas e o ciclo agregado, nada diz sobre as relações causais que, porventura, possam existir entre as variáveis. Para tal, é necessário efectuar testes de causalidade. A um nível geral, podemos dizer que os modelos econométricos estão sujeitos a requisitos muito restritivos se quisermos tirar inferências fiáveis para efeitos de

análise e simulação de políticas económicas. São exigidas condições como várias formas de exogeneidade e causalidade que estão ligadas à invariância dos parâmetros.

No capítulo seguinte procedemos à aplicação do método indirecto à análise das principais regularidades empíricas do ciclo económico português, com dados de frequência anual no período 1954-1998, tomando como variável de referência o Produto Interno Bruto a preços de mercado real e confrontando os seus movimentos cíclicos com os experimentados por 24 séries macroeconómicas relevantes, agrupadas em quatro grandes categorias: “despesa real”, “mercado de trabalho”, “agregados monetários” e “preços e salários”.

Começamos com uma perspectiva gráfica passando, depois, ao cálculo de um conjunto de estatísticas descritivas (médias, rácios de desvios-padrão e coeficientes de correlação) e medidas de causalidade de forma a caracterizar o co-movimento entre cada série macroeconómica individual e o PIB real.

Com vista a aferir a robustez dos resultados, e porque, como se viu acima, a utilização de métodos diferentes pode originar diferentes cronologias para o ciclo económico, na decomposição das séries nas respectivas componentes “ciclo” e “tendência” usamos dois processos univariados. De forma a tornar mais clara a exposição, apenas apresentamos no texto os resultados empíricos obtidos com a utilização do filtro *bandpass*, remetendo para anexo os resultantes da aplicação do filtro de Hodrick-Prescott. Pela mesma razão, este anexo contém a apresentação das séries e as respectivas fontes estatísticas, a maioria dos gráficos relativos às séries resultantes destes processos de decomposição, bem como os resultados da aplicação do teste directo de causalidade de Granger. Este é usado em alternativa ao teste de Stock e Watson, por nós escolhido como teste principal, e para o qual os resultados são apresentados e discutidos ao longo do capítulo 4.

Um tema que recentemente assumiu um papel decisivo no entendimento de algumas das regularidades empíricas das flutuações económicas é o da estacionaridade das séries macroeconómicas. Desde os anos oitenta que a existência de uma raiz unitária foi interpretada como tendo implicações importantes para a teoria dos ciclos económicos e quanto à persistência do efeitos de choques reais sobre a economia. Não obstante os argumentos de alguns críticos, de que a evidência fornecida pelos testes de raiz unitária é empiricamente ambígua e também irrelevante sobre a questão da persistência do efeito dos choques reais, a literatura das raízes unitárias proliferou até aos nossos dias e cada vez mais testes de raízes unitárias foram desenvolvidos. Contudo, parece que a prática actual da maioria dos macroeconometristas vai no sentido de testar previamente a hipótese de raízes unitárias e basear-se nos resultados para proceder à especificação dos seus modelos.

Na parte final do capítulo 4 aplicamos os testes ADF, de Phillips-Perron e de Perron sobre a série temporal da taxa de desemprego para explorar empiricamente o tema da existência de uma NAIRU para a economia portuguesa.

APÊNDICE I

TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS

Neste apêndice expomos os procedimentos dos testes de raízes unitárias mais correntemente referidos na literatura e alguns dos critérios usados para seleccionar a duração dos desfasamentos a incluir em tais testes.

TESTES DE DICKEY-FULLER

DICKEY e FULLER (1979) especificaram os primeiros testes para testar a hipótese nula de determinada série conter uma raiz unitária (DS) contra a hipótese alternativa de ser TS, sob o pressuposto da série seguir um processo AR(1):

$$(AI.1) \quad y_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde α é o coeficiente autoregressivo e ε_t é um processo *white noise*.

A presença de uma raiz unitária traduz-se na confirmação da H_0 de, em (AI.1), $\alpha = 1$. Normalmente, o teste de DF é realizado com base no modelo transformado pela subtracção de y_{t-1} a cada um dos membros de (AI.1):

$$(AI.2) \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Em (AI.2), o teste para um valor unitário de α é efectuado pelo ensaio de um teste “tipo t” sobre a hipótese nula de $\gamma = 0$, o qual não segue, no entanto, a distribuição t-student, mas uma distribuição não padrão, que Dickey e Fuller tabelaram a partir de simulações de Monte Carlo.

Como o processo estocástico gerador de y_t pode incluir termos determinísticos, como uma constante ou tendência temporal, os testes de DF são geralmente apresentados em três diferentes equações de regressão:

$$(AI.3) \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(AI.4) \quad \Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$(AI.5) \quad \Delta y_t = \mu + \tau t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde se ensaia a hipótese de $\gamma = 0$ contra a alternativa de estacionaridade ($\gamma < 0$). No primeiro caso, em (AI.3), o processo corresponde a passeio aleatório puro (*random walk*); (AI.4) respeita a um passeio aleatório com constante, μ , (*random walk com drift*); e em (AI.5) admite-se uma constante e uma tendência temporal linear, t , com parâmetro associado τ .

Uma desvantagem evidente das especificações (AI.3) a (AI.5) é apenas contemplarem processos autoregressivos de 1ª ordem, os quais não representam satisfatoriamente a autocorrelação da generalidade dos processos e, normalmente, resultam em resíduos estimados com autocorrelação e na consequente invalidade da inferência estatística.

Daí a necessidade de Dickey-Fuller alargarem os testes a modelos autoregressivos de ordem $k > 1$. Tais testes, testes ADF, apenas diferem dos testes de DF iniciais pela consideração de equações de regressão com desfasamentos nas primeiras diferenças dos dados adicionados aos regressores de y_t , ou seja, da inclusão do termo $\sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1}$ nas equações

(AI.3) a (AI.5).

$$(AI.6) \quad \Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$(AI.7) \quad \Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

$$(AI.8) \quad \Delta y_t = \mu + \tau t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

O parâmetro de interesse continua a ser γ . Se $\gamma = 0$, a sequência $\{y_t\}$ contém uma raiz unitária. Onde o procedimento consiste em regredir uma das equações (AI.6) a (AI.8) por OLS, de forma a estimar γ e a estatística t associada e compará-la com o valor crítico tabelado. Designaremos tais estatísticas como τ , τ_μ e τ_τ , conforme referidas a (AI.6), (AI.7) e (AI.8), respectivamente.

Normalmente, os valores críticos de DF para as estatísticas t de interesse a usar em (AI.6)-(AI.8) são os tabelados por MACKINNON (1991), que fez as mesmas simulações de DF para um maior número de tamanhos amostrais, para os níveis de significância mais usados, ou seja, 1%, 5% e 10%. Mais recentemente, DIAS (1995) alargou as tabelas de MacKinnon para a totalidade de níveis de significância possíveis, isto é, entre 1%-99%. As tabelas estatísticas com os valores críticos para o teste de DF sobre as regressões das equações (AI.6) a (AI.8), conforme as simulações de Monte Carlo efectuadas por Fuller, aparecem reproduzidas em vários manuais como, por exemplo, os de BANERJEE *et al.* (1993: 103), HAMILTON (1994: 763), ENDERS (1995: 419; 1996: 199).

Em DICKEY e FULLER (1981) foram propostos, adicionalmente, três testes de significância conjunta dos coeficientes, estatísticas F , designadas como Φ_1 , Φ_2 e Φ_3 . Em (AI.7), Φ_1 testa a $H_0: \gamma = \mu = 0$; em (AI.8), Φ_2 testa a $H_0: \gamma = \mu = \tau = 0$ e Φ_3 testa a $H_0: \gamma = \tau = 0$. A comparação do valor calculado de Φ_i , $i = 1, 2, 3$, com o respectivo valor crítico, para um nível de significância aceitável, permite determinar se é de aceitar o modelo restringido, ou seja, não rejeitar a hipótese nula da existência de raiz unitária, ou se, pelo contrário, se deve concluir que os dados são gerados por um modelo não restringido.

Os valores críticos para as estatísticas Φ_i foram tabelados por DICKEY e FULLER (1981: 1063), sendo que reproduções destas tabelas aparecem, por exemplo, em HAMILTON (1994: 764), ENDERS (1995: 421; 1996: 200).

No mesmo artigo de 1981, os autores estudaram e tabelaram as estatísticas t respeitantes ao termo constante, μ , e ao coeficiente τ da *time trend*. Onde, podem ser calculadas ainda as estatísticas: $\tau_{\mu\mu}$, relativa à estatística t da estimativa de μ em (AI.7) e $\tau_{\tau\mu}$ e $\tau_{\tau\tau}$ correspondentes, pela mesma ordem, aos testes de significância individual sobre a constante e a *trend* temporal no modelo (AI.8).

TESTES DE PHILLIPS-PERRON

PHILLIPS (1987), PERRON e PHILLIPS (1987) e PHILLIPS e PERRON (1988) propuseram, em vez da inclusão de regressores extra em (AI.3) a (AI.5), uma correcção não-paramétrica às estatísticas padrão para lidar com o problema de autocorrelação dos resíduos. Como, assintoticamente, as estatísticas são corrigidas na quantidade necessária, aplicam-se as mesmas distribuições dos testes de DF.

Nos testes de PP assume-se que a série temporal y_t pode ser gerada de acordo com um dos dois modelos seguintes, sem e com constante, respectivamente.

$$(AI.9) \quad y_t = y_{t-1} + u_t$$

$$(AI.10) \quad y_t = \mu + y_{t-1} + u_t$$

Onde o termo de erro, u_t , inclui todos os processos ARMA finitos gerados por erros gaussianos.

Os testes de PP são baseados na estimação por OLS de três equações AR(1):

$$(AI.11) \quad y_t = \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t$$

$$(AI.12) \quad y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + u_t^*$$

$$(AI.13) \quad y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} (t-T/2) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{u}_t$$

Onde μ , β , e α são parâmetros, t é a *trend* temporal e T é o número de observações.

Para cada um dos modelos acima é possível efectuar um conjunto de testes, abrangentemente designados de testes Z , respeitantes à estimativa centrada de OLS de cada um dos parâmetros, μ , β , e α , e sobre a sua significância individual (estatística t) e conjunta (estatística F).

Em PERRON (1988: 308), o quadro 1 apresenta um resumo das expressões que permitem calcular as 12 estatísticas Z possíveis para as regressões OLS de (AI.11), (AI.12) e (AI.13). Tal como nos testes de DF, também aqui a hipótese nula subjacente é a existência de uma raiz unitária. Sumariando as estatísticas possíveis e restrições sob tal hipótese, temos:

- Em (AI.11): $Z(\hat{\alpha})$ e $Z(t_{\hat{\alpha}})$ para testar $\alpha = 1$;
- Para (AI.12): $Z(\alpha^*)$ e $Z(t_{\alpha^*})$ com hipótese nula de $\alpha = 1$; $Z(t_{\mu^*})$ a testar $\mu = 0$; e $Z(\Phi_1)$ para verificar se $\mu = 0$ e $\alpha = 1$;
- Em (AI.13): $Z(\tilde{\alpha})$ e $Z(t_{\tilde{\alpha}})$ para a hipótese nula de $\alpha = 1$; $Z(t_{\tilde{\mu}})$ para testar $\mu = 0$; $Z(t_{\tilde{\beta}})$ para a hipótese nula de $\beta = 0$; $Z(\Phi_2)$ para o teste conjunto $\mu = \beta = 0$ e $\alpha = 1$; e $Z(\Phi_3)$ para a hipótese de $\beta = 0$ e $\alpha = 1$.

TESTES DE PERRON

Os procedimentos dos testes de Perron são baseados em regressões simples por OLS, sendo que a estrutura particular de cada equação a regredir é diferente para cada modelo (1, 2, 3) e também para cada versão AO ou IO.

(i) Modelos AO

Nos modelos AO, o teste de raiz unitária procede a dois passos: (1º) estimação por OLS da componente determinística da série para os quatro casos possíveis e (2º) teste da H_0 na componente residual daquelas regressões.

Assim, no primeiro passo, são regredidas as equações seguintes para estimar e remover a componente determinística da série y_t , obtendo as respectivas componentes residuais $\tilde{y}_t$, no caso de variáveis com tendência.

$$(AI.14) \quad (AO_1): \quad y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \tilde{y}_t^1$$

$$(AI.15) \quad (AO_2): \quad y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma D T_t^* + \tilde{y}_t^2$$

$$(AI.16) \quad (AO_3): \quad y_t = \mu + \beta t + \gamma D T_t^* + \tilde{y}_t^3$$

E, para séries sem tendência:

$$(AI.17) \quad (AO_{1a}): \quad y_t = \mu + \theta DU_t + \tilde{y}_t^{1a}$$

O segundo passo depende do facto das regressões efectuadas para obter os resíduos $\tilde{y}_t^i$ ($i=1, 2, 3, 1a$), incluírem ou não a variável *dummy* associada à ordenada na origem, DU_t . Assim, para os modelos AO_1 , AO_2 e AO_{1a} , o teste é baseado no valor da estatística t , para testar a H_0 da soma dos coeficientes autoregressivos ser unitária, numa autoregressão de $\tilde{y}_t^i$, $i=1, 2, 1a$:

$$(AI.18) \quad \tilde{y}_t^i = \alpha \tilde{y}_{t-1}^i + \sum_{j=0}^k d_j D(T_b)_{t-j} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \tilde{y}_{t-i}^i + e_t$$

Como nos testes ADF, a inclusão dos k regressores adicionais das primeiras diferenças de $\tilde{y}_t^i$ ($\Delta \tilde{y}_{t-i}^i$, $i=1, \dots, k$, sendo k o número de desfasamentos) tem o propósito de assegurar a não correlação serial dos termos de erro, e_t , e que as distribuições limite das estatística de teste não dependam de parâmetros perturbadores. Foi também por esta última razão que se introduziram os valores corrente e desfasados da variável *dummy* $D(T_b)_t$, os quais asseguram, além disso, que as distribuições limite da estatística sobre $\alpha = 1$ em (AI.18) sejam as mesmas que as seguidas pelas estatísticas t dos modelos IO, adiante descritas.

Para o modelo AO_3 , onde não está envolvida uma quebra no nível e os dois segmentos da tendência se juntam em T_b , não existe necessidade de introduzir *dummies* no 2º passo para obter um teste t , assintoticamente invariante à magnitude da alteração da inclinação (γ), sob a H_0 :

$$(AI.19) \quad \tilde{y}_t^3 = \alpha \tilde{y}_{t-1}^3 + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \tilde{y}_{t-i}^3 + e_t$$

Com base nas regressões (AI.18) e (AI.19) obtêm-se as estatísticas t para testar $\alpha = 1$, cujos valores vão depender do modelo em questão ($i=1, 2, 3, 1a$), do método de escolha de T_b , e do processo de selecção da ordem do polinómio de desfasamentos, k . Para abranger todos estes casos, designemos tal estatística por t_{α} (AO, i, T_b, k).

(ii) Modelos IO

Nos modelos IO, a estratégia para efectuar um teste de significância, sob a hipótese nula de $\alpha = 1$, consiste em encaixar as equações para a hipótese nula e alternativa num modelo mais geral. Assim, para o modelo IO_1 , de tal procedimento resulta:

$$(AI.20) \quad (IO_1): \quad y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

E, pelo mesmo processo, o modelo de regressão para IO₂ é dado por:

$$(AI.21) \quad (IO_2): \quad y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma D T_t^* + \delta D(Tb)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Para séries sem tendência o encaixe dos modelos básicos respectivos traduz-se num modelo em tudo idêntico a (AI.20), excepto no termo relativo à *trend* temporal, βt , o qual deixa de existir:

$$(AI.22) \quad (IO_{1a}): \quad y_t = \mu + \theta DU_t + \delta D(Tb)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Nas equações (AI.20)–(AI.22), os coeficientes c_i correspondem à representação autoregressiva do polinómio de médias móveis $A_1(L)^{-1}B_1(L)$ dado por $\Phi(L) = (c_1L + c_2L^2 + \dots)$, com $\Phi(L)$ igual a $\psi(L)^{-1} = B_1(L)^{-1} A_1$. O polinómio $\Phi(L)$ será de ordem infinita desde que $B_1(L) \neq 1$. Na prática, como é usual, tal polinómio infinito é aproximado por um de ordem finita k de forma a tornar possível a realização dos testes.

O teste da hipótese nula sobre (AI.20)–(AI.22), envolve restrições sobre os coeficientes além de $\alpha = 1$ e de, em geral, $\delta \neq 0$, se existir alteração no intercepto. Para IO₁, sob a H₀ impõe-se também que $\theta = \beta = 0$; em IO₂, condiciona-se $\beta = \gamma = 0$; em IO_{1a}, a restrição adicional é dada por $\theta = 0$. Para a hipótese alternativa da série y_t ser estacionária na tendência, considera-se que $|\alpha| < 1$ e, em geral, $\delta = 0$, para os três modelos considerados. Contudo, tais restrições não são impostas nos procedimentos de teste, para os quais, como é habitual, apenas é testada a restrição $\alpha = 1$, com um teste de significância t sobre as estimativas de α obtidas nas regressões de (AI.20) a (AI.22) para os modelos IO_{*i*} respectivos ($i = 1, 2, 1a$). Designaremos tais estatísticas por $t_{\alpha} (IO, i, T_b, k)$.

Métodos para Escolher T_b

A construção das estatísticas t de interesse, $t_{\alpha} (AO, i, T_b, k)$, $i = 1, 2, 3, 1a$, para as equações (AI.18) e (AI.19) e $t_{\alpha} (IO, i, T_b, k)$, $i = 1, 2, 1a$, relativas às regressões (AI.20)–(AI.22), dependem de dois parâmetros: o período da quebra, T_b , e o parâmetro de truncagem dos *lags* nas primeiras diferenças, k . Neste ponto, debruçamo-nos sobre os vários métodos de escolha de T_b , abordando no ponto seguinte a questão da selecção do k a inserir nos testes de raiz unitária em geral.

(i) T_b conhecido

PERRON (1989), para o caso de séries com tendência, considerou que o *timing* da ocorrência de choques que afectavam o intercepto, a inclinação ou ambos os parâmetros, era conhecido e que tais intervenções eram raras relativamente à sequência de inovações dirigindo a estacionaridade ou a componente cíclica das séries. Subjacente estava a ideia de que os coeficientes da função tendência eram determinados por factores económicos de longo prazo, como os relativos aos crescimento da população, capital, estrutura da organização económica, ou outros que, por natureza, são relativamente imutáveis. O autor achava que a data das quebras (T_b) estava relacionada com grandes eventos exógenos, como o “*Crash*” de 1929 e o abrandamento do crescimento económico que se seguiu ao choque petrolífero de 1973, com implicações permanentes sobre o nível e a inclinação das séries e para os quais a teoria económica previa os efeitos que efectivamente se verificaram.

Com base neste pressuposto, T_b conhecido *a priori*, Perron derivou as distribuições limite dos estimadores OLS normalizados de $\hat{\alpha}$ e suas estatísticas t para as regressões relativas aos modelos IO e AO. O autor demonstrou que quando T_b é conhecido as distribuições assintóticas destas estatísticas são as mesmas, dado que a introdução da variável *dummy* $D(T_b)_t$ nos modelos IO permite que a estatística do teste seja invariante em amostras finitas. Perron tabelou os valores críticos das estatísticas $t_{\hat{\alpha}}$, em função do parâmetro $\lambda = T_b/T$, o rácio do tamanho amostral antes do momento da quebra em relação à amostra total.

Assim, para os casos de séries com tendência, podem ser usadas os valores críticos assintóticos dos quadros IV.B e VI.B de PERRON (1989: 1376-1377), para λ entre 0,1 e 0,9, para as estatísticas $t_{\hat{\alpha}}$ (IO, i , T_b , k) e $t_{\hat{\alpha}}$ (AO, i , T_b , k), $i=1, 2$. Como refere PERRON (1994: 135), a menos que a quebra ocorra perto do início ou do final da amostra, ou seja, para valores de λ próximos de 0 ou 1, não existe muita variação nos valores críticos. Por esta razão, PERRON (1994: 137) apresenta na primeira linha dos quadros 4.3-4.5 aquelas estatísticas para $\lambda = 0,5$. Para o modelo AO₃, embora PERRON (1989) também tenha derivado os valores críticos (quadro V.B, pág. 1377), aqueles não devem ser usados pois, como reconhece no seu artigo de 1994, houve um erro no tratamento daquele modelo, pelo que se recomenda a utilização dos valores críticos assintóticos do quadro 4.6 de PERRON (1994: 138). Para o modelo IO₃, pela razão já apontada, Perron não efectuou simulações.

Por outro lado, a comparação dos valores críticos obtidos para as estatísticas t admitindo quebras na tendência e os dos testes convencionais de DF, levaram Perron a concluir que para um dado tamanho do teste, os valores críticos eram maiores em valor absoluto para cada modelo do que os valores críticos de DF, para $\lambda \neq 0, 1$, e, daí, esperar-se uma perda de poder das estatísticas $t_{\hat{\alpha}}$ (AO, i , T_b , k) e $t_{\hat{\alpha}}$ (IO, i , T_b , k). Já quando as quebras ocorriam no início ou no fim da amostra ($\lambda = 0, 1$), os valores críticos obtidos eram idênticos aos dos testes de DF. Uma outra constatação importante foi que o uso de um período menos frequente para os dados (anual em vez de trimestral, por exemplo) tinha a vantagem de permitir testes com maior poder, mesmo se tais amostras incluíssem menos observações.

No caso de séries sem tendência, modelos AO_{1a} e IO_{1a}, as distribuições assintóticas dos testes $t_{\hat{\alpha}}$ e respectivos valores críticos, para T_b conhecido à partida, foram derivadas por PERRON (1990), com correcção em PERRON e VOGELSANG (1992a). Para os casos de séries sem tendência e T_b conhecido, podem ser usadas os valores críticos constantes do quadro 4 de PERRON (1990: 158), para λ no intervalo $[0,1, 0,9]$, e amostras de dimensão $T = 50, 100, 200, \infty$, relativos às estatísticas $t_{\hat{\alpha}}$ (IO, $1a$, T_b , k) e $t_{\hat{\alpha}}$ (AO, $1a$, T_b , k).

(ii) T_b endógeno

Quando T_b é tratado como desconhecido, a propriedade de invariância das distribuições dos testes em amostras finitas não é sustentada, embora as estatísticas t sejam assintoticamente invariantes. Para efectuar o teste de raiz unitária é, agora, necessário proceder à regressão da equação adequada a cada tipo de modelo para cada uma dos pontos de quebra possíveis. A sugestão de PERRON (1994: 136) era a estimação das autoregressões apenas num intervalo de valores de T_b que excluísse pontos perto do início ou do final da amostra (para T_b entre $0,15T$ e $0,85T$, por exemplo) pois tal processo de *trimming* fazia pouca diferença na teoria ou na prática.

No processo de selecção da data da quebra na tendência podem ser adoptados dois métodos alternativos, que privilegiam o valor que fornece a visão menos favorável à hipótese de raiz unitária e influenciam os valores críticos assintóticos dos testes, os quais foram tabelados em PERRON (1994: 135-138) e PERRON (1997: 358-359) para o caso de séries com tendência, e PERRON e VOGELSANG (1992b: 304) para variáveis sem tendência.

Num dos procedimentos, T_b é seleccionado como aquele valor que, entre todos os pontos de quebra possíveis, minimiza o t estatístico para $\alpha = 1$ na autoregressão apropriada.

Em tal caso, para variáveis com tendência, os valores críticos assintóticos para as estatísticas $t_{\hat{\alpha}}$ (IO, i, T_b , k), $i = 1, 2$, e $t_{\hat{\alpha}}$ (AO, i, T_b , k), $i=1, 2, 3$ são encontrados na linha com os valores de $t(\alpha)$, nos quadros 4.2-4.6 de PERRON (1994: 137-138). Em PERRON (1997: 362-363), além dos valores assintóticos, estão tabelados os valores críticos para amostras de dimensão $T = 60, 80, 100$ para IO_1 (aí com designação de $t_{\hat{\alpha}}^*(1)$), $T = 70, 100$ para IO_2 (a que chama $t_{\hat{\alpha}}^*(2)$) e $T = 100, 150, 200$ para AO_3 (estatística $t_{\hat{\alpha}}^*(3)$). Para séries sem tendência, PERRON e VOGELSANG (1992b: 306-307) apresentam os valores críticos para as estatísticas $t_{\hat{\alpha}}$ (AO, 1a, T_b , k) e $t_{\hat{\alpha}}$ (IO, 1a, T_b , k) nos quadros 1 e 2, respectivamente, para amostras $T = 50, 100, 150, \infty$.

Pelo outro processo, escolhe-se T_b como o valor, entre todos os pontos de quebra possíveis, que maximiza, ou minimiza, o valor da estatística t para testar a significância dos parâmetros associados às variáveis *dummy* de quebra na média (θ) ou na inclinação (γ). Quando se conhece à partida o sinal da quebra verificada em θ ou em γ , é possível impor uma restrição unilateral na função tendência. Se a análise for sobre modelos “crash” ($\Delta\theta$) ou de abrandamento do crescimento ($\Delta\gamma$), o procedimento é escolher T_b como o valor que minimiza a estatística t sobre aqueles parâmetros. Se, pelo contrário, se sabe que a quebra foi no sentido do aumento da média ou da inclinação da função tendência deve-se escolher o T_b que maximiza aquelas estatísticas. No entanto, pode-se evitar tal suposição apriorística quanto ao sinal da alteração. Nesta circunstância, T_b deve ser seleccionado com o valor que proporciona o máximo valor absoluto da estatística t sobre θ no caso dos modelos 1 e 1a e sobre γ nos modelos 2 e 3.

Para séries sem tendência, os valores críticos para o caso em que T_b é aquele que minimiza $t_{\hat{\theta}}$ na regressão (AI.17) para o modelo AO_{1a} e na (AI.22) para IO_{1a} são os constantes dos quadros 3 e 4 de PERRON e VOGELSANG (1992b: 307-308), para $T = 50, 100, 150, \infty$. Para séries com tendência, os valores críticos assintóticos dos testes estatísticos t sobre o parâmetro θ , nas eq. (AI.14) e (AI.20) para AO_1 e IO_1 , respectivamente, e sobre γ nas equações (AI.15)-(AI.16) para modelos AO_2 e AO_3 e (AI.21) para IO_2 estão tabelados nas duas últimas linhas dos quadros 4.2-4.6 de PERRON (1994: 137-138). PERRON (1997: 362-363), apresenta os valores críticos para aquelas estatísticas sobre θ e γ para os modelos IO_1 , IO_2 e AO_3 , no caso de amostras com a dimensão supra referida.

DURAÇÃO DOS DESFASAMENTOS

Procedemos, de seguida, à exposição dos métodos de selecção de k mais frequentemente utilizados nos trabalhos empíricos.

K Independente de T

Consiste em fixar k para um nível arbitrário independente do tamanho da amostra, T. Este processo tem sido considerado não desejado dado que, a não ser que tal corresponda ao verdadeiro número de termos desfasados do processo, implica sérias distorções no tamanho dos testes.

Critérios de Informação

Existem muitas variantes que utilizam conceitos da teoria da informação para estabelecer critérios que, em geral, são baseados em estatísticas construídas a partir dos valores dos resíduos correspondentes a um dado modelo ajustado. Tais critérios sugerem a escolha de k para minimizar uma função objectivo que gere o *trade-off* entre o princípio da parcimónia e a

redução na soma dos quadrados. Dentro destes procedimentos, os mais populares são o *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Schwartz Bayesian Information Criterion*, mais conhecido, abreviadamente, por BIC.

(i) *AIC*

De acordo com este critério, a ordem k ótima corresponde ao valor de k que minimiza a seguinte expressão:

$$(AI.23) \quad AIC = T \ln(\text{soma do quadrado dos resíduos}) + 2k$$

Onde k é o nº de parâmetros estimados e T é o nº de observações usadas.

Este critério baseia-se na lógica de que o melhor modelo é aquele que apresenta o logaritmo da verosimilhança mais baixo. Como os modelos com maior número de parâmetros têm provavelmente a verosimilhança mais elevada, o AIC tende a escolher modelos mais parcimoniosos. Daí que apareça em (AI.23) o termo $2k$, o qual tem por função penalizar as especificações com maior número de regressores.

(ii) *BIC*

O BIC é uma extensão Bayesiana do critério anterior, definido por:

$$(AI.24) \quad BIC = T \ln(\text{soma do quadrado dos resíduos}) + k \ln(T)$$

Basicamente, a diferença entre as grandezas AIC e BIC reside no termo de penalização, o qual foi substituído em (AI.24) por $k(\ln T)$. Tal facto, faz com que a penalização da falta de parcimónia aumente e, consequentemente, a minimização do BIC leva, geralmente, à selecção de valores de k mais baixos do que os obtidos com a minimização do AIC. Contudo, assintoticamente AIC e BIC fornecem o mesmo resultado para modelos ARMA e ambos escolhem k proporcional ao logaritmo de T .

Regras Sequenciais

Tais regras sequenciais, ou recursivas, tendem a escolher valores de k superiores aos fornecidos por critérios da teoria da informação. Normalmente, a literatura aponta a preferência pelas primeiras. Foi mostrado que um aumento de k resulta, tipicamente, numa diminuição modesta da potência dos testes mas um decréscimo substancial nas distorções de tamanho. Tal serve como prova da desvantagem de critérios AIC e BIC pois os seus resultados vão no sentido da escolha de valores de k muito baixos.

Existem dois tipos de regras sequenciais usadas no contexto de autoregressões:

(i) *Regra do geral para o específico*

A sugestão é começar por um desfasamento elevado ($k_{\max}$) e testar a sua significância. Se, por determinado critério (como, por exemplo, as estatísticas “ t ” ou “ F ”) $k_{\max}$ não for significativo, reduz-se um período e volta-se a testar procedendo iterativamente até ser encontrado o desfasamento máximo significativo. Simultaneamente, é apropriado verificar se os erros de cada uma das equações da regressão, para cada k , exibem correlação serial. Para tal, podem ser efectuados testes como o teste Q de Jung-Box ou o dos multiplicadores de Lagrange de Breush e Godfrey (teste LM), os quais são usados até que falhem na rejeição da hipótese nula de não haver autocorrelação dos resíduos no modelo regredido por OLS, para um nível de confiança aceitável.

(ii) *Regra do específico para o geral*

O processo é o contrário da regra anterior, ou seja, começa-se com um valor muito baixo de k e vai-se aumentando este até que um coeficiente não significativo seja encontrado e, ao mesmo tempo, analisa-se a autocorrelação dos resíduos.

Infelizmente, não se chegou ainda a um consenso sobre qual o melhor método a seguir. No entanto, existe já evidência substancial que usar métodos dependentes dos dados para seleccionar k , leva a que as estatísticas do teste exibam melhores *performances*, ou seja, de dimensão mais estável e com maior potência, do que se for fixado um valor de k *a priori* (a não que tal valor de k seja mesmo o melhor de entre todos os valores possíveis).

Dentro da classe de processos dependentes dos dados, Perron, nos seus vários estudos, manifestou preferência pelo procedimento do “geral para o particular”. Nomeadamente, através de exercícios de simulação de Monte Carlo, PERRON e VOGELSANG (1992b) tabelaram e compararam os valores críticos dos testes de raiz unitária baseados num k escolhido, recursivamente, pelos testes de significância t e F e num k independente dos dados. Concluíram que no último caso os testes exibiam propriedades indesejáveis, ou seja, distorções substanciais no tamanho para k muito baixo e potência reduzida quando k demasiado elevado, em relação à sua dimensão real. Adicionalmente, o uso do teste t , num procedimento de escolha de k do geral para o particular, era o que conduzia a testes com maior potência praticamente em todos os casos. Consistentemente, também nas aplicações empíricas efectuadas por PERRON (1994), considerando o teste t e o critério AIC, a performance dos testes em amostras finitas foi favorável ao primeiro método. Em particular, os modelos seleccionados pelo critério AIC eram muito parcimoniosos ($k = 0$ ou $k = 1$), resultando em sérias distorções no tamanho dos testes e com os resíduos estimados a exhibir, frequentemente, correlação serial. Ora, como o critério BIC produz, geralmente, modelos mais parcimoniosos do que o AIC, as mesmas desvantagens são extensíveis ao uso do primeiro.

Não obstante a evidência encontrada por Perron em favor do procedimento recursivo baseado na estatística t em comparação com os outros critérios de selecção de k , continua a haver necessidade de trabalho adicional para determinar o critério que, sem dúvidas, seja aceite como aquele que leva à selecção do melhor modelo.

CAPÍTULO 4

CICLOS ECONÓMICOS EM PORTUGAL, 1954-1998 REGULARIDADES EMPÍRICAS

4.1. INTRODUÇÃO

Tome-se a definição de “ciclo económico” como os desvios de uma variável representativa do comportamento da actividade económica agregada (medida pela série PIB/PNB, taxa de desemprego ou índice de produção industrial) da sua trajectória de crescimento tendencial. Normalmente, a variável que é considerada na avaliação dos ciclos económicos é o produto real, ou seja, a produção medida ao longo do tempo a preços constantes. Onde a definição de ciclo económico mais correntemente usada é as flutuações do produto efectivo em torno de uma tendência (*trend*) de longo prazo. Nesse comportamento cíclico, o produto é acompanhado por outras variáveis económicas, seja contemporaneamente, antecipadamente ou com algum desfasamento.

Um ciclo económico consiste em fases de expansão ocorridas ao mesmo tempo em muitas actividades económicas, seguidas de recessões gerais, contracções e recuperações, as quais marcam o início da fase de expansão de um novo ciclo. Tal sequência é recorrente mas não periódica. Assim, e como já referido no capítulo introdutório, apesar de alguma irregularidade na periodicidade e amplitude das flutuações económicas, é possível identificar uma significativa padronização, nomeadamente na forma como as variáveis se movimentam ao longo das oscilações. Tal é verdade para cada país e é comum nas comparações efectuadas entre várias economias.

Neste capítulo sumariamos algumas das principais regularidades das séries temporais macroeconómicas portuguesas no período 1954-1998, aplicando a Portugal a metodologia apresentada no capítulo 3. Para tal, efectuamos a selecção de um conjunto de variáveis macroeconómicas relevantes e agrupamo-las nas categorias gerais de “despesa real”, “mercado do trabalho”, “agregados monetários” e “preços e salários”.

Começamos por uma aplicação empírica do método indirecto de análise das flutuações económicas ao caso português, recorrendo para tal à análise gráfica, ao cálculo de um conjunto de estatísticas descritivas e medidas de causalidade de forma a caracterizar o co-movimento entre cada série macroeconómica individual e o PIB real. Procedemos, de seguida, ao estudo de temas adicionais como o da desinflação e da existência de uma taxa de desemprego estável no longo prazo, realizando o cálculo do rácio de sacrifício e da NAIRU para a economia portuguesa. A concluir este capítulo, apresentamos um resumo dos resultados mais importantes e algumas limitações da análise, as quais são, simultaneamente, extensões possíveis da mesma.

4.2. APLICAÇÃO DO MÉTODO INDIRECTO

Desde o trabalho precursor de HODRICK e PRESCOTT (1981) que se tornou popular a abordagem dos ciclos económicos de uma forma indirecta baseada, essencialmente, num conjunto de estatísticas sobre a componente cíclica das séries. Procedemos, nesta secção, à aplicação de tal análise ao ciclo económico português para o período 1954-1998.

Nesta análise, tomamos como base a informação estatística anual compilada nas “Séries Longas para a Economia Portuguesa” por PINHEIRO *et al.* (1997) e publicadas pelo Banco de Portugal, para o período 1953-1993. O alargamento da amostra ao período 1994-1998 foi efectuado com recurso à informação contida nas publicações “Relatório do Conselho de Administração” e “Boletim Estatístico”, também divulgadas pelo Banco de Portugal. No anexo I a este capítulo fornece-se informação estatística mais detalhada sobre as 25 séries macroeconómicas usadas, bem como a representação gráfica das mesmas¹.

4.2.1. COMPORTAMENTO DO PRODUTO PORTUGUÊS

Para avaliar os ciclos económicos portugueses no período 1954-1998 tomamos como variável de referência o logaritmo natural do Produto Interno Bruto a preços de mercado (PIBpm), a preços constantes de 1990, em milhões de contos. Escolheu-se esta variável porque, como se viu, a literatura considera o PIB real como variável *proxy* para o ciclo económico e o facto dela ser um padrão útil para comparação entre as séries.

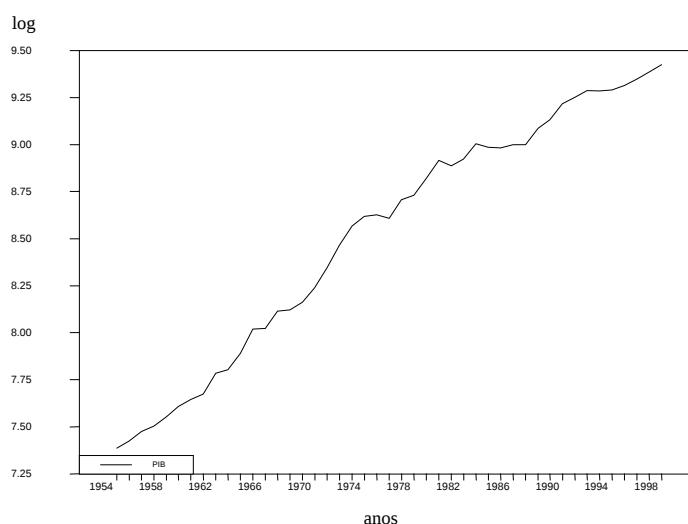


Figura 4.1 – Produto Interno Bruto a preços de mercado

¹ Mais especificamente, a informação estatística consta das secções I.1. “Descrição das variáveis” e I.2. “Fontes estatísticas”, enquanto que a representação gráfica das séries é apresentada em I.3. “Gráficos das séries”.

A representação gráfica da série logaritmo do PIBpm, fig. 4.1, evidencia as flutuações cíclicas ocorridas ao longo do período 1954-1998. Contudo, sem refinamento adicional, torna-se difícil a partir da fig. 4.1 separar as flutuações cíclicas da componente crescimento de longo prazo. Daí a necessidade de usar um método para isolar as flutuações cíclicas de interesse.

Se a componente de crescimento de longo prazo seguir um *linear time trend*, então uma forma corrente de o eliminar é regredir o logaritmo do produto sobre uma constante e uma tendência temporal e extrair os resíduos. Obtêm-se, assim, estimativas do seu valor tendencial (associadas ao valor estimado para o PIB) e para a componente cíclica (os resíduos da regressão). A fig. 4.2 descreve a evolução desta última, a qual, como o PIBpm está expresso em logaritmos, traduz a taxa de variação do nível original do produto efectivo em relação ao seu nível tendencial, em cada ano, no período 1954-1998.

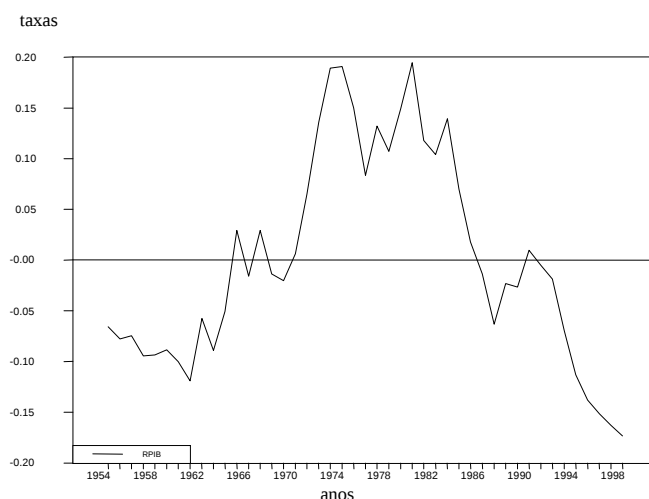


Figura 4.2 – Componente cíclica do PIBpm: tendência linearmente extraída

As flutuações cíclicas são notavelmente muito acentuadas na fig. 4.2. Aliás, as oscilações mostram-se demasiado longas para serem credíveis, levando-nos a pensar estarmos perante ciclos espúrios. Especificamente, é difícil aceitar que a economia portuguesa tenha vivido um período expansionista desde inícios da década de 70 até meados de 80 e, desde então, em recessão.

Donde, é de questionar que o PIB seja uma série TS, sendo, pelo contrário, melhor descrita como uma série estacionária nas diferenças. Assim, um processo natural de eliminar o seu *trend* é tomar as primeiras diferenças da série o que, como a variável se encontra logaritmizada, equivale a tomar as suas taxas de crescimento anuais.

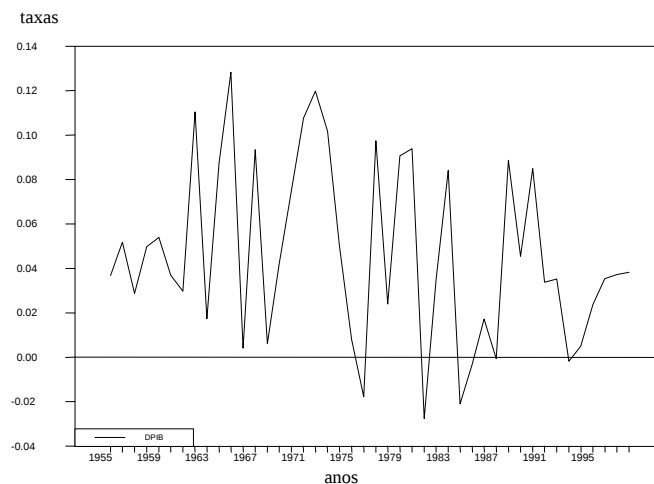


Figura 4.3 – Taxa de crescimento do PIBpm, 1955-1998

Na fig. 4.3 são visíveis os anos de inflexão do crescimento económico em Portugal, com início na década de setenta. As taxas percentuais respectivas constam do quadro 4.1.

Quadro 4.1

Períodos de crescimento negativo do PIBpm, 1955-1998

	1976	1981	1984	1985	1987	1993
PIBpm	-1,78%	-2,75%	-2,09%	-0,31%	-0,06%	-0,19%

A partir dos dados do Banco de Portugal, identificamos, assim, três períodos em que a economia esteve em situação recessiva marcada – 1976, 1981 e 1984 – com taxas de crescimento negativas no intervalo 1,5% – 3%.

Contudo, para além daquela informação, a análise gráfica da série taxa de crescimento anual do produto não reflecte qualquer tendência definida e não são evidentes as flutuações cíclicas de interesse principal, em parte porque as primeiras diferenças exacerbam os problemas causados por “ruído” de curto prazo, não conduzindo a um isolamento adequado da componente cíclica do produto.

As considerações apresentadas no capítulo anterior levaram os econométricos das séries temporais a procurar melhores métodos para isolar a componente cíclica das séries temporais.

De entre a panóplia de métodos existentes para efectuar tal decomposição, adoptamos como procedimento principal o usado por STOCK e WATSON (1998) na sua análise dos ciclos económicos americanos no pós-guerra. A escolha do filtro *bandpass* deve-se ao facto de existir evidência sobre a sua boa performance quanto à extracção de ciclos de frequência conforme a

classificação padrão dos ciclos económicos e proceder à eliminação do problema da passagem do ruído de frequência elevada para a componente cíclica das séries².

Na aplicação deste filtro *bandpass* a dados anuais usam-se parâmetros para filtrar as variáveis tendo subjacente um intervalo de duração dos ciclos económicos entre 2 e 8 anos (frequências típicas dos ciclos para dados anuais). O filtro *bandpass* possível é baseado numa média móvel de *leads* e *lags*, centrada em 3 anos, onde as ponderações são escolhidas para minimizar a diferença quadrada entre os filtros óptimos e os aproximadamente óptimos. Para o filtro funcionar é necessário “almofadar” as séries no princípio e no final, com uma observação anual usando previsões AR(1) para o passado e futuro³.

As componentes tendência (logaritmo do PIBpm tendencial) e cíclica (taxas de variação, em cada ano, do nível original do PIBpm efectivo em relação ao seu nível tendencial) do PIBpm alisadas por este filtro são representadas na fig. 4.4, para o período 1955-1998.

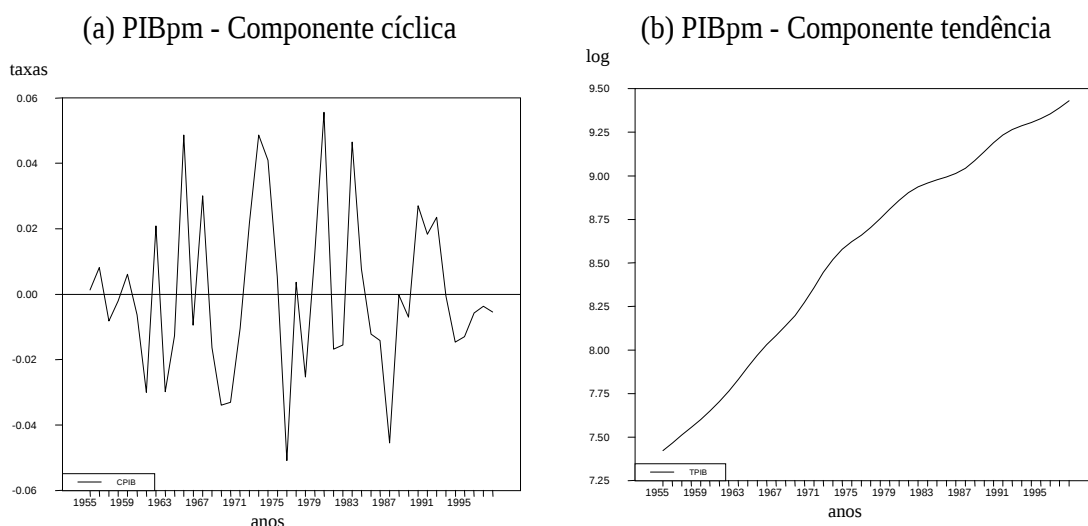


Figura 4.4 – Componentes cíclica e tendência do PIBpm: filtro *bandpass*

A componente cíclica resultante do alisamento com o filtro *bandpass* difere substancialmente do PIB com extracção de uma tendência linear (Fig. 4.2) e das suas primeiras diferenças (Fig. 4.3). Nomeadamente, as flutuações do produto estão mais centradas em torno de zero e as flutuações de elevada frequência desapareceram. Tal resulta do processo de construção do filtro *bandpass* destinado, precisamente, a eliminar o ruído de curto prazo.

² Conforme resulta do exposto na secção 2 do capítulo 3 sobre os vários processos de decomposição das séries nas suas componentes ciclo e tendência, mais precisamente do ponto 3.2.1.2. “Comparação dos vários métodos”.

³ Definimos estes parâmetros no procedimento BPFILTER.SRC, que corremos no *software* WinRATS-32, versão 4.31, da Estima. A rotina BPFILTER.SRC foi desenvolvida por Alan Taylor, usando o método Gauss de STOCK e WATSON (1998), o qual foi, por sua vez, baseado no modo MATLAB de BAXTER e KING (1995).

Os principais eventos cíclicos que marcaram a história económica são claramente visíveis no primeiro gráfico da fig. 4.4. As maiores recessões tiveram lugar em meados das década de 70 (pico em 1976) - coincidindo com o período de repercussão dos efeitos do primeiro choque petrolífero (1973/74) e da revolução de 1974 -, no início (pico em 1981) e na segunda metade da década de 80 (pico em 1987) - reflexo dos choques petrolíferos e dos programas de estabilização do Fundo Monetário Internacional (FMI) (1977/79 e 1983/85). Visualiza-se, ainda, a recessão mais moderada do início da década de noventa (pico em 1993), resultado dos efeitos nefastos da guerra do Golfo sobre os preços mundiais do petróleo. A partir de 1994 verifica-se uma trajectória de recuperação do crescimento até à actualidade. Por outro lado, são igualmente distinguíveis os efeitos positivos sobre o crescimento cíclico da adesão de Portugal à (então) Comunidade Económica Europeia (CEE). Adicionalmente, uma inspecção atenta da componente tendência [fig. 4.4(b)], revela uma desaceleração nas taxas de crescimento do produto potencial no período 93-96, a que se segue uma recuperação da tendência mais forte de crescimento nos dois últimos anos da análise.

Na fig. 4.5 são visíveis tais variações cíclicas como desvios do (log) produto efectivo real (PIB) em torno da sua tendência de longo prazo (TPIB), ou seja, os ciclos económicos portugueses entre 1954 e 1998.

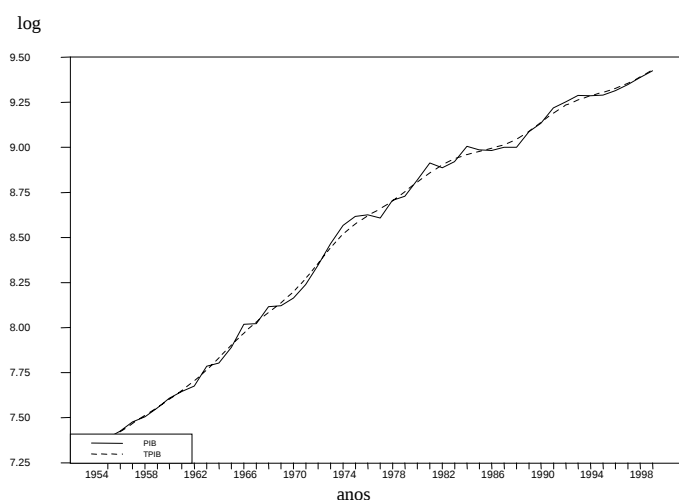


Figura 4.5 – PIBpm efectivo e tendencial

O facto mais relevante é, sem dúvida, o crescimento do produto nos 45 anos analisados, num processo não estável, caracterizado por flutuações em torno da tendência, e cujas propriedades cíclicas convém estudar.

4.2.2. COMPORTAMENTO CÍCLICO DAS SÉRIES MACROECONÓMICAS PORTUGUESAS

Nos seus movimentos cíclicos, o produto real português foi acompanhado por um conjunto de outras variáveis macroeconómicas importantes. Passamos, nesta subsecção, a uma análise do comportamento da componente cíclica de várias séries em relação à evolução cíclica do PIBpm e das relações de causalidade entre cada série individual e o produto real.

4.2.2.1. DADOS E ESTATÍSTICAS SUMÁRIAS

As séries anuais escolhidas foram agrupadas em quatro categorias, em função da sua natureza:

- A. **Despesa real.** Tomamos, nesta classe, as cinco variáveis componentes da despesa real, a preços constantes de 1990, em milhões de contos: consumo privado, consumo público, investimento, exportações e importações.
- B. **Mercado de trabalho.** Incluímos três variáveis reais para caracterização do funcionamento do mercado de trabalho: emprego, desemprego e taxa de desemprego. As duas primeiras estão originalmente expressas em milhares de indivíduos e a última em termos de taxa de variação anual.
- C. **Agregados monetários.** Analisamos três medidas gerais do conceito de moeda - L, M2, M1 - em termos nominais e reais (preços de 1990), em milhões de contos. As variáveis reais foram obtidas usando dois tipos de deflactores, o deflactor do consumo privado e o deflactor do PIB. Assim, no total, inseriram-se nove séries nesta categoria.
- D. **Preços e salários.** Para representar o comportamento dos preços tomaram-se quatro séries: os deflactores do consumo privado e do PIBpm (1990:1) e as respectivas taxas de variação anual (estas últimas para aferir da evolução da inflação). Para os salários nominais consideramos o salário unitário, expresso em milhares de contos por indivíduo empregado, e duas séries para os salários reais, correspondendo aos salários nominais deflacionados pelo deflactor do consumo privado e do PIBpm, com base em 1990.

Os dados relativos às séries originais foram recolhidos a partir das publicações do Banco de Portugal “Séries Longas para a Economia Portuguesa”, “Relatório do Conselho de Administração” e “Boletim Estatístico”⁴.

⁴ Como já foi acima referido, no anexo I a este capítulo apresenta-se informação estatística mais detalhada sobre as 25 séries usadas na análise bem como a respectiva representação gráfica.

A maioria das séries foi transformada antes da análise. Assim, com excepção das séries medidas em taxas de crescimento (taxa de desemprego, inflação medida pela variação do deflactor do consumo privado e pela variação do deflactor do PIBpm), todas as variáveis foram logaritimizadas, de forma a linearizar a tendência e estacionarizar a variância. O quadro 4.2 contém informação estatística básica sobre as séries transformadas, no período amostral analisado.

Quadro 4.2
Estatísticas sumárias das séries

Séries	Período	Média	Desv. Padrão	Mínimo	Máximo
1. PIBpm	1954-98	8,53	0,65	7,39	9,42
Despesa Real					
2. Consumo privado	1954-98	8,11	0,64	7,02	9,06
3. Consumo público	1954-98	6,45	0,81	5,14	7,55
4. Investimento	1954-98	7,21	0,76	5,73	8,44
5. Exportações	1954-98	6,77	1,03	5,07	8,49
6. Importações	1954-98	7,12	1,08	5,26	8,97
Mercado de Trabalho					
7. Emprego	1954-98	8,23	0,10	8,05	8,42
8. Desemprego	1954-98	5,17	0,63	4,01	6,06
9. Taxa de Desemprego	1954-98	0,05	0,02	0,01	0,10
Agregados Monetários					
10. L nominal	1954-98	6,37	2,11	3,46	9,58
11. M2 nominal	1954-98	6,36	2,09	3,46	9,58
12. M1 nominal	1954-98	5,70	1,76	3,32	8,66
13. L real – deflactor do cons. privado	1954-98	8,11	0,83	6,60	9,20
14. M2 real – deflactor do cons. privado	1954-98	8,09	0,81	6,60	9,20
15. M1 real – deflactor do cons. privado	1954-98	7,44	0,49	6,46	8,28
16. L real – deflactor do PIBpm	1954-98	8,15	0,79	6,71	9,12
17. M2 real – deflactor do PIBpm	1954-98	8,14	0,77	6,71	9,12
18. M1 real – deflactor do PIBpm	1954-98	7,48	0,45	6,57	8,20
Preços e Salários					
19. Deflactor do consumo privado	1954-98	-1,74	1,35	-3,14	0,38
20. Deflactor do PIBpm	1954-98	-1,78	1,39	-3,25	0,45
21. Salário médio nominal	1954-98	-2,17	1,87	-4,59	0,65
22. Salário médio real – defl. cons. priv.	1954-98	-0,43	0,58	-1,45	0,30
23. Salário médio real – defl. PIBpm	1954-98	-0,39	0,55	-1,34	0,24
24. Taxa de inflação – defl. cons. priv.	1955-98	0,09	0,08	-0,02	0,26
25. Taxa de inflação – defl. PIBpm	1955-98	0,09	0,08	-0,01	0,25

4.2.2.2. EVIDÊNCIA EMPÍRICA

Seguindo uma abordagem indirecta do ciclo económico, para analisar o comportamento de cada série face ao PIB real tomaram-se três tipos de evidência empírica:

- 1) A análise gráfica da evolução da componente cíclica de cada uma das variáveis relativamente à componente cíclica do PIB.
- 2) Os coeficientes de correlação e os rácios dos desvios-padrão entre a componente cíclica de cada série e a do PIB.
- 3) A causalidade entre cada uma das séries e o produto agregado.

Assim, tivemos de previamente proceder à obtenção da componente cíclica de cada série em análise, através da aplicação do filtro *bandpass*. Contudo, e como já foi referido no capítulo anterior, a utilização de diferentes métodos para extrair a tendência pode originar diferentes cronologias para o ciclo económico. Daí, que para efeitos de comparabilidade e teste à robustez dos nossos resultados, tenhamos optado também por utilizar o filtro de Hodrick-Prescott (HP), dada a popularidade que este tem gozado no âmbito de outros estudos sobre as flutuações cíclicas da economia. Uma outra razão prende-se com o facto deste filtro eliminar as variações de muito curto prazo (inferior a dois anos), concentrando a sua potência em ciclos de duração média entre 4 e 6 anos (a frequência típica dos ciclos económicos), que é também a seleccionada pelo filtro *bandpass*. Os resultados da aplicação do filtro HP constam do anexo I a este capítulo⁵.

4.2.2.2.1. Análise Gráfica

Através da representação gráfica é possível observar os co-movimentos entre componente cíclica de cada série contra a componente cíclica do produto. O anexo I, na secção I.4., contém os gráficos relativos a tal evolução, resultantes da aplicação do filtro *bandpass*.

É evidente um comportamento procíclico para as variáveis componentes da despesa, com flutuações aparentemente sincronizadas com as do ciclo económico agregado, à excepção do investimento cujo movimento parece preceder o do produto cíclico. Já no mercado de trabalho, enquanto o emprego imita positiva e contemporaneamente o comportamento do produto, o desemprego e a taxa de desemprego variam em sentido contrário, mas sincronizadamente, com o ciclo do PIBpm. No caso das variáveis monetárias L e M2, nominais e reais, nota-se uma tendência geral para evoluírem no mesmo sentido e contemporaneamente com o ciclo económico agregado; M1 é a excepção, pois não se consegue distinguir um padrão cíclico nítido e indicia algum desfasamento em relação à flutuação da componente cíclica do PIB real. Quanto à categoria “preços e salários” destaca-se a variação procíclica e desfasada dos salários reais e a falta de um padrão cíclico pronunciado da mesma série em termos nominais. Os preços nominais, por seu lado, aparentam um comportamento contracíclico pronunciado e sincronizado, ao passo que os gráficos das variações cíclicas dos deflactores de preços (taxas de inflação) mostram um padrão menos definido e desfasado com o ciclo da actividade agregada.

Por outro lado, é possível detectar uma alteração dos co-movimentos cíclicos entre as séries e o produto na década de setenta. Tal não será de certeza alheio à revolução de 1974, pois este foi o choque mais importante sobre a economia portuguesa no período analisado.

Refira-se, por fim, que conclusões idênticas são obtidas através da leitura dos gráficos do anexo I.5., em que a tendência das variáveis foi extraída pelo filtro HP.

⁵ Mais precisamente, em I.5. apresentam-se os gráficos da componente cíclica de cada uma das séries em relação à componente cíclica do PIBpm e em I.6. constam os quadros com respectivas estatísticas descritivas.

4.2.2.2.2. Desvios-Padrão e Coeficientes de Correlação

O cálculo dos desvios-padrão relativos e dos coeficientes de correlação da componente cíclica de cada série individual e entre esta última e a respectiva contraparte do produto dirige-se a um dos objectivos gerais deste capítulo: o estudo do comportamento cíclico das variáveis (procíclico ou contracíclico), da sua persistência (sensibilidade a choques) e da sua variabilidade relativa.

A autocorrelação da parte cíclica de cada série individual para um desfasamento de um e dois períodos fornece uma medida da sua persistência enquanto que a correlação entre a componente cíclica de cada série (x_t) e o PIB cíclico para k trimestres no futuro (y_{t+k}), com $k = -2, -1, 0, 1, 2$, indica a ciclicidade das séries face ao PIBpm. Assim:

- Para $k = 0$, se a correlação está próxima de zero, a variável tem pouco comportamento cíclico (acíclica); uma grande correlação positiva indica um comportamento procíclico das séries enquanto, inversamente, uma grande correlação negativa indica comportamento contracíclico;
- Para $k < 0$, por exemplo, $k = -2$, uma correlação máxima indica que a componente cíclica da série tende a desfasar-se do ciclo económico agregado 2 anos;
- Para $k > 0$, por exemplo, $k = 1$, uma correlação máxima indica que a componente cíclica da série precedeu o ciclo económico agregado 1 ano.

Por seu lado, o rácio do desvio-padrão da componente cíclica de cada série relativamente à do produto [$sd(x)/sd(y)$] mede o grau de variabilidade relativo entre o ciclo das séries e o da actividade económica. Estes desvios-padrão apenas podem ser comparados entre séries se estas tiverem a mesma unidade. Daí a razão porque não calculamos tal rácio para as variáveis que aparecem medidas em taxas de crescimento, ou seja, a taxa de desemprego e as taxas de variação anual dos deflactores do consumo e do PIBpm.

Do quadro 4.3, apresentado na página seguinte, constam tais estatísticas descritivas para todo o período da análise (1955-1998).

Quadro 4.3

Estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries, todo o período

Trend extraído com o filtro *bandpass*

Componentes cíclicas das séries	Obs.	sd (x)	sd(x) / sd(y)	Coef. Autocor.		Coef. Correlação de x_t com y_{t+k}					
				-1	-2	-2	-1	0	1	2	
1. PIBpm	44	0,025	1,00	0,11	-0,12	-0,12	0,11	1,00	0,11	-0,12	
Despesa real											
2. Consumo privado	44	0,028	1,12	0,22	-0,17	-0,02	0,38	0,80	0,00	-0,15	
3. Consumo público	44	0,026	1,04	0,11	-0,33	0,11	0,07	0,21	0,07	-0,17	
4. Investimento	44	0,066	2,64	0,31	-0,38	-0,21	-0,16	0,24	0,49	0,23	
5. Exportações	44	0,075	3,00	0,04	-0,43	-0,26	-0,01	0,56	0,26	-0,19	
6. Importações	44	0,087	3,48	-0,02	-0,46	-0,18	0,08	0,31	0,32	-0,11	
Mercado de Trabalho											
7. Emprego	44	0,010	0,40	0,47	-0,03	-0,08	0,39	0,47	0,38	0,02	
8. Desemprego	44	0,129	5,16	0,31	-0,28	0,06	-0,33	-0,45	-0,33	0,01	
9. Taxa de Desemprego	44	0,005	---	0,39	-0,09	-0,06	-0,33	-0,45	-0,31	0,01	
Agregados Monetários											
10. L nominal	44	0,027	1,08	0,42	-0,16	0,19	0,16	0,21	0,11	-0,17	
11. M2 nominal	44	0,027	1,08	0,33	-0,21	0,22	0,28	0,26	0,12	-0,25	
12. M1 nominal	44	0,038	1,52	0,16	-0,11	0,33	0,10	-0,09	0,01	-0,10	
13. L real – deflactor do cons. priv.	44	0,035	1,40	0,43	-0,15	0,05	0,10	0,48	0,28	-0,05	
14. M2 real – deflactor do cons. priv.	44	0,035	1,40	0,39	-0,17	0,08	0,19	0,51	0,28	-0,11	
15. M1 real – deflactor do cons. priv.	44	0,043	1,72	0,18	-0,11	0,21	0,06	0,18	0,17	-0,02	
16. L real – deflactor do PIBpm	44	0,031	1,24	0,38	-0,16	0,15	0,13	0,54	0,24	-0,15	
17. M2 real – deflactor do PIBpm	44	0,033	1,32	0,36	-0,18	0,17	0,22	0,56	0,24	-0,21	
18. M1 real – deflactor do PIBpm	44	0,040	1,60	0,13	-0,11	0,30	0,08	0,19	0,13	-0,09	
Preços e Salários											
19. Deflactor do consumo privado	44	0,022	0,88	0,57	0,18	0,15	0,04	-0,50	-0,30	-0,13	
20. Deflactor do PIBpm	44	0,019	0,76	0,52	0,30	0,02	0,02	-0,59	-0,24	0,01	
21. Salário médio nominal	44	0,029	1,16	0,44	-0,14	0,43	0,10	-0,10	-0,37	-0,18	
22. Salário médio real – defl.cons.priv.	44	0,030	1,20	0,32	-0,09	0,31	0,07	0,28	-0,13	-0,07	
23. Salário médio real – defl. PIBpm	44	0,031	1,24	0,28	-0,13	0,39	0,08	0,28	-0,19	-0,17	
24. Taxa de inflação – defl.cons.priv.	43	0,023	---	-0,02	-0,23	0,14	0,57	-0,23	-0,19	-0,18	
25. Taxa de inflação – defl. PIBpm	43	0,022	---	-0,25	-0,11	0,00	0,62	-0,36	-0,27	-0,09	

Face ao contraste, evidenciado pela representação gráfica, entre os períodos antes e após revolução de 1974, efectuamos igual análise estatística para duas subamostras - 1955-1973 e 1975-1998. Este procedimento impunha-se, também, porque a questão da estabilidade dos ciclos económicos portugueses nos dois subperíodos não é pacífica, sendo a resposta variável de estudo para estudo.

As estatísticas descritivas para o período 1955-1973 são as constantes do quadro seguinte. De referir que o início da análise apenas tem lugar em 1955 (1956 para as taxas de inflação), devido a que a aplicação do filtro *bandpass* suprime uma observação inicial (tal como acontecia para todo o período).

Quadro 4.4

Estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries, antes de 1974

Trend extraído com o filtro *bandpass*

Componentes cíclicas das séries	Obs.	sd (x)	sd(x) / sd(y)	Coef. Autocor.		Coef. Correlação de x_t com y_{t+k}				
				-1	-2	-2	-1	0	1	2
1. PIBpm	19	0,023	1,00	-0,02	-0,06	-0,06	-0,02	1,00	-0,02	-0,06
Despesa real										
2. Consumo privado	19	0,025	1,09	-0,13	-0,06	-0,04	0,06	0,86	-0,11	-0,03
3. Consumo público	19	0,034	1,48	0,08	-0,47	0,09	-0,15	0,04	0,13	-0,28
4. Investimento	19	0,043	1,87	0,00	-0,50	-0,19	0,08	0,28	0,39	-0,25
5. Exportações	19	0,037	1,61	-0,34	0,30	0,14	0,15	0,38	-0,05	0,30
6. Importações	19	0,051	2,22	-0,07	-0,57	0,04	0,06	-0,16	0,26	-0,03
Mercado de Trabalho										
7. Emprego	19	0,005	0,22	0,43	-0,22	0,07	0,41	0,32	0,06	-0,13
8. Desemprego	19	0,126	5,48	0,07	-0,43	0,01	-0,51	-0,25	-0,07	-0,00
9. Taxa de Desemprego	19	0,003	---	0,09	-0,43	0,02	-0,44	-0,27	-0,06	-0,05
Agregados Monetários										
10. L nominal	19	0,019	0,83	0,40	-0,08	0,35	0,19	0,12	-0,05	-0,07
11. M2 nominal	19	0,019	0,83	0,40	-0,08	0,35	0,19	0,12	-0,05	-0,07
12. M1 nominal	19	0,037	1,61	0,51	0,10	0,54	0,35	-0,07	-0,24	-0,23
13. L real – deflactor do cons. priv.	19	0,026	1,13	0,14	-0,24	0,18	-0,05	0,49	0,16	0,02
14. M2 real – deflactor do cons. priv.	19	0,026	1,13	0,14	-0,24	0,18	-0,05	0,49	0,16	0,02
15. M1 real – deflactor do cons. priv.	19	0,034	1,48	0,21	-0,12	0,49	0,25	0,25	-0,10	-0,19
16. L real – deflactor do PIBpm	19	0,022	0,96	0,23	-0,22	0,25	-0,00	0,46	0,15	0,01
17. M2 real – deflactor do PIBpm	19	0,022	0,96	0,23	-0,22	0,25	-0,00	0,46	0,15	0,01
18. M1 real – deflactor do PIBpm	19	0,034	1,48	0,27	-0,04	0,51	0,29	0,19	-0,12	-0,19
Preços e Salários										
19. Deflactor do consumo privado	19	0,013	0,57	-0,18	0,06	-0,06	0,56	-0,31	-0,20	-0,11
20. Deflactor do PIBpm	19	0,010	0,43	-0,06	0,10	-0,07	0,54	-0,37	-0,27	-0,13
21. Salário médio nominal	19	0,014	0,61	0,06	-0,22	0,13	0,10	0,38	0,02	-0,14
22. Salário médio real – defl.cons.priv.	19	0,022	0,96	0,04	-0,08	0,07	-0,22	0,59	0,20	-0,02
23. Salário médio real – defl. PIBpm	19	0,020	0,87	0,02	-0,07	0,08	-0,15	0,57	0,20	-0,02
24. Taxa de inflação – defl.cons.priv.	18	0,020	---	-0,55	0,07	-0,36	0,69	-0,13	-0,09	0,18
25. Taxa de inflação – defl. PIBpm	18	0,015	---	-0,57	0,17	-0,40	0,75	-0,14	-0,13	0,02

Os resultados para o segundo subperíodo, 1975-1998, são os apresentados no quadro da página seguinte.

Quadro 4.5

Estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries, pós 1974

Trend extraído com o filtro *bandpass*

Componentes cíclicas das séries	Obs.	sd (x)	sd(x) / sd(y)	Coef. Autocor.		Coef. Correlação de x_t com y_{t+k}				
				-1	-2	-2	-1	0	1	2
1. PIBpm	23	0,023	1,00	0,03	-017	-0,17	0,03	1,00	0,03	-0,17
Despesa real										
2. Consumo privado	23	0,026	1,13	0,29	-0,22	-0,24	0,32	0,75	0,08	-0,01
3. Consumo público	23	0,016	0,70	0,31	0,04	0,05	0,26	0,51	0,12	0,18
4. Investimento	23	0,067	2,91	0,40	-0,25	0,04	-0,24	0,02	0,30	0,49
5. Exportações	23	0,063	2,74	0,02	-0,48	-0,34	-0,06	0,62	0,13	-0,32
6. Importações	23	0,071	3,09	0,15	-0,32	-0,30	-0,05	0,36	0,28	0,20
Mercado de Trabalho										
7. Emprego	23	0,010	0,43	0,42	0,13	0,08	0,41	0,32	0,42	0,07
8. Desemprego	23	0,070	3,04	0,12	-0,15	-0,20	-0,08	-0,21	-0,24	0,06
9. Taxa de Desemprego	23	0,005	---	0,29	-0,07	-0,15	-0,10	-0,26	-0,35	-0,01
Agregados Monetários										
10. L nominal	23	0,028	1,22	0,44	-0,20	0,29	-0,06	-0,15	-0,15	-0,22
11. M2 nominal	23	0,029	1,26	0,29	-0,29	0,36	0,17	-0,04	-0,13	-0,37
12. M1 nominal	23	0,040	1,74	0,19	-0,17	0,20	-0,29	-0,37	0,17	0,14
13. L real – deflactor do cons. priv.	23	0,027	1,17	0,23	-0,40	0,01	-0,24	0,09	0,10	-0,09
14. M2 real – deflactor do cons. priv.	23	0,028	1,22	0,15	-0,41	0,09	0,00	0,19	0,11	-0,24
15. M1 real – deflactor do cons. priv.	23	0,042	1,83	0,10	-0,20	-0,01	-0,40	-0,19	0,33	0,23
16. L real – deflactor do PIBpm	23	0,024	1,04	0,03	-0,48	0,19	-0,26	0,24	0,05	-0,32
17. M2 real – deflactor do PIBpm	23	0,028	1,22	0,06	-0,47	0,24	0,01	0,33	0,06	-0,45
18. M1 real – deflactor do PIBpm	23	0,038	1,65	-0,00	-0,28	0,10	-0,44	-0,12	0,32	0,11
Preços e Salários										
19. Deflactor do consumo privado	23	0,021	0,91	0,50	-0,10	0,36	0,21	-0,37	-0,32	-0,22
20. Deflactor do PIBpm	23	0,019	0,83	0,38	0,01	0,18	0,23	-0,58	-0,28	0,06
21. Salário médio nominal	23	0,025	1,09	0,40	-0,14	0,23	0,05	0,10	-0,19	-0,14
22. Salário médio real – defl.cons.priv.	23	0,029	1,26	0,34	-0,18	-0,04	-0,11	0,34	0,07	0,02
23. Salário médio real – defl. PIBpm	23	0,030	1,30	0,20	-0,24	0,10	-0,10	0,43	0,02	-0,16
24. Taxa de inflação – defl.cons.priv.	23	0,024	---	0,10	-0,41	0,17	0,61	-0,11	-0,07	-0,21
25. Taxa de inflação – defl. PIBpm	23	0,025	---	-0,24	-0,28	-0,04	0,76	-0,34	-0,26	-0,01

Os resultados obtidos, sintetizados nos quadros 4.3 a 4.5, permitem-nos sumariar as conclusões que se seguem, por categoria de variáveis.

A. Despesa Real

Todas as variáveis consideradas nesta categoria apresentam um comportamento procíclico no período 1955-1998, sendo este bastante acentuado no caso do consumo privado.

Tal como previsto pela literatura, o investimento é mais variável do que o produto mas, pelo contrário, o consumo mostra-se ligeiramente mais volátil do que este último, o que se mostra inconsistente com a regularidade empírica, crucial para testes da hipótese do rendimento permanente, do consumo privado ser mais estável do que o produto. De salientar também a forte

volatilidade das exportações e importações, praticamente o triplo da variabilidade da componente cíclica do PIBpm. No entanto, no caso das importações tal variabilidade não está relacionada com o ciclo económico agregado, exibindo uma baixa autocorrelação com este último (0,31). De destacar, ainda, que, contrariamente às outras séries nesta classe que variam contemporaneamente com o ciclo agregado, o investimento cíclico atinge uma correlação máxima para $k = 1$, o que sugere que as flutuações desta série precedem temporalmente as do produto real em um ano.

Em geral, a variabilidade cíclica das séries relativamente à variabilidade do PIBpm mostra-se menos acentuada no período antes de 1974, à excepção do consumo público que em tal subperíodo exhibe desvios-padrão relativos bastante superiores. Contudo, tal não está correlacionado com o ciclo económico contemporâneo, dado que no período 1955-1973, o coeficiente de correlação respectivo, atinge apenas o valor de 0,04, denotando um comportamento acíclico desta série. No período pós 74, a variabilidade relativa do consumo público diminui, passando esta série a exhibir, nitidamente, um comportamento procíclico moderado.

Por fim, baseando-nos nos coeficientes de autocorrelação, é de salientar os baixos níveis de persistência das variáveis componentes da despesa, sendo notável um aumento desta persistência no 2º relativamente ao 1º subperíodo, se exceptuarmos as exportações.

B. Mercado de Trabalho

O desemprego exhibe uma grande volatilidade relativamente ao produto, contrastando com a fraca variabilidade relativa do emprego. Esta última variável tem um comportamento moderadamente procíclico, contrariamente ao desemprego e respectiva taxa que exibem um percurso contracíclico.

Por outro lado, não existe uma mudança marcada no comportamento cíclico daquelas variáveis do período antes para o posterior a 74. Aliás, a única diferença significativa que ressalta da análise aos quadros 4.4 e 4.5 para esta categoria é a menor variabilidade do desemprego cíclico face ao ciclo agregado no 2º subperíodo. Assim, contrariando a regra geral, o consumo público e o nível do desemprego foram as únicas variáveis a tornarem-se menos voláteis no pós-74.

C. Agregados Monetários

As medidas nominais da moeda L e M2 mostram-se ligeiramente procíclicas, enquanto M1 nominal denota um comportamento acíclico, com a sua correlação com o ciclo económico a atingir um valor máximo para $k = -2$, o que traduz um desfasamento de dois anos em relação ao ciclo agregado. Em termos reais, M1 exhibe o mesmo padrão fracamente cíclico, ao passo que para os valores reais de L e M2 se nota um aumento das correlações contemporâneas com a componente cíclica do produto. A série M1 também se diferencia das outras medidas da moeda quanto à variabilidade e persistência, apresentando níveis superiores no caso da primeira e inferiores quanto à última.

Seguindo a tendência geral, os agregados monetários tornaram-se relativamente mais voláteis no período 1975-1998. Neste 2º período, observa-se uma diminuição geral (excepto para L-deflactor do consumo privado) dos coeficientes de autocorrelação de 1ª ordem, o que denota uma menor persistência destes agregados no período a seguir à revolução de Abril, sendo ainda de registar, neste subperíodo, um padrão cíclico menos definido destas variáveis.

D. Preços e Salários

As estatísticas apresentadas tornam possível responder a duas questões que têm sido alvo de discussão na literatura. A primeira é quanto ao comportamento dos preços: procíclico ou contracíclico?⁶. A outra questão que tem sido colocada respeita às propriedades cíclicas das diferentes medidas dos preços: semelhantes ou diferentes?.

No caso português, a evidência obtida demonstra que as componentes cíclicas dos preços são contracíclicas, embora, como também é visível graficamente, as taxas de inflação tenham um comportamento cíclico pouco acentuado e com desfasamento de um período em relação ao ciclo agregado. Contrariamente, os salários reais aparentam ser ligeiramente procíclicos, dadas as baixas correlações cruzadas com o ciclo agregado, com um desfasamento de dois anos da evolução cíclica do produto⁷. Tal desfasamento é também visível para os salários nominais, embora esta série seja praticamente acíclica, dado o baixo valor do coeficiente de autocorrelação contemporâneo da sua componente cíclica relativamente à do PIBpm (-0,10). Mais, os salários nominais são, entre as 24 séries, a variável com mais baixa ciclicidade. Além disso, os graus de variabilidade cíclica dos preços e salários não são muito diferentes do do produto, estando ligeiramente abaixo no caso dos primeiros e um pouco acima no caso dos salários. Por seu lado, a análise dos coeficientes de autocorrelação revela que os dois deflatores de preços exibem níveis de persistência moderados que são, apesar de tudo, os mais elevados desta categoria tendo em conta os apresentados para todas as outras variáveis.

No período 1975-1998 aumentou a persistência (aferida pelo coeficiente de autocorrelação de 1ª ordem) dos deflatores de preços e dos salários nominais e reais. Inversamente, para as taxas de inflação o grau de inércia reduziu-se substancialmente. Em termos da variação do padrão de comportamento cíclico nos dois subperíodos sobressai a diferença significativa no comportamento das variáveis preços e salários envolvendo o deflactor do PIBpm. Assim, enquanto o deflactor do PIBpm e a respectiva variação se tornaram mais marcadamente

⁶ Normalmente, a literatura trata os preços como variando na mesma direcção do ciclo agregado. Contudo, tal não é uma regularidade empírica consensualmente aceite por todos os autores.

⁷ As fracas correlações cíclicas dos salários reais com os movimentos do ciclo do produto têm sido alvo de atenção por parte de uma variedade de teorias macroeconómicas, continuando a constituir um ponto de acesa discussão entre elas. No capítulo 6 exploramos evidência adicional sobre este tema do comportamento cíclico dos salários reais através da aplicação da análise SVAR a dados portugueses.

contracíclicas no pós-74, o salário real (deflactor do PIB) tornou-se menos contracíclico, uma evolução também seguida pelo salário nominal.

A análise às estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries resultante da aplicação do método de Hodrick-Prescott (veja-se o anexo I.6.) dá consistência aos resultados atrás descritos pois, não obstante uma maior grandeza dos números (inerente à construção do filtro HP), proporciona, grosso modo, o mesmo tipo de conclusões.

Adicionalmente, os nossos resultados complementam a evidência empírica obtida noutros estudos sobre os ciclos económicos portugueses, como os elaborados por CORREIA *et al.* (1992; 1993) e, mais recentemente, por DIAS (1997a)⁸, com as vantagens de cobrir um período amostral mais alargado e um muito maior número de variáveis. O confronto com as conclusões resultantes daqueles trabalhos não apresenta divergências de maior nos aspectos de possível comparação.

4.2.2.2.3. Análise de Causalidade

O terceiro conjunto de evidência estatística examina as relações *lead/lag* entre as séries e o produto agregado, mas agora no sentido da causalidade de Granger.

Para aferir da causalidade entre as séries e o PIB real, seguimos o procedimento adoptado no estudo de STOCK e WATSON (1998). Assim, calculamos os vários coeficientes de determinação ajustado pelos graus de liberdade - $\bar{R}^2$ - para regressões variadas e apuramos os valores do $\bar{R}^2$ marginal, ou seja, o $\bar{R}^2$ para as regressões de y_{t+1} sobre $[y_t, y_{t-1}, x_t, x_{t-1}]$, diminuído do $\bar{R}^2$ da regressão de y_{t+1} sobre $[y_t, y_{t-1}]$, onde x_t continua a denotar as séries individuais usadas para analisar a causalidade com o produto. Tal causalidade foi, pelo mesmo processo, determinada no sentido inverso, isto é, de y_t para x_t . Os resultados são apresentados no quadro seguinte, na 3ª e 4ª colunas, respectivamente. Nas colunas 5 e 6 do quadro 4.6 aparecem os coeficientes de determinação ajustados, também em termos marginais, usando, agora, a taxa de crescimento da variável dependente (Δy_{t+1} ou Δx_{t+1}) sobre o mesmo conjunto de regressores.

Os coeficientes de determinação marginais ajustados do quadro 4.6 fornecem uma medida concreta da capacidade previsional nas relações bivariadas, com as quais os modelos económicos teóricos podem ser, ou não, consistentes. É forçoso notar que, mesmo estando a interpretar a causalidade de Granger no sentido estrito de medida de previsibilidade de uma variável sobre outra, tal capacidade de previsão pode ser alterada pela inclusão de variáveis

⁸ Para a economia portuguesa é de destacar este trabalho recente de DIAS (1997a), o qual representa a primeira tentativa de explorar a informação anual para as principais séries macroeconómicas ao longo de quatro décadas (1953-1993) emanada do Banco de Portugal, em 1997, nas “Séries Longas para a Economia Portuguesa”, no sentido de uma caracterização geral dos fenómenos cíclicos que decorreram durante aquele período. A autora incidiu a análise sobre a evolução cíclica real, seleccionando a produção, despesa e emprego. Neste sentido, é o trabalho português que mais se aproxima da análise empírica do ciclo económico efectuada neste capítulo.

adicionais nas regressões. Além disso, é igualmente de salientar que tanto a tecnologia como as políticas evoluíram no período de análise, o que levanta a possibilidade das relações bivariadas encontradas serem instáveis, face à sua sensibilidade a tais alterações tecnológicas ou outras.

Quadro 4.6
 $\bar{R}^2$ marginal das regressões
 Causalidade conforme procedimento de Stock e Watson

Séries	P ^o	y_{t+k}	x_{t+k}	Δy_{t+k}	Δx_{t+k}
Despesa real					
2. Consumo privado	1955-1997	0,000	0,000	-0,013	0,112
3. Consumo público	“	0,000	0,000	0,040	0,075
4. Investimento	“	0,001	0,001	0,279	0,039
5. Exportações	“	0,000	0,000	-0,001	-0,019
6. Importações	“	0,000	0,000	0,090	-0,015
Mercado de Trabalho					
7. Emprego	1955-1997	0,000	0,001(a)	0,100	0,087(a)
8. Desemprego	“	0,000	0,012	0,013	0,127
9. Taxa de Desemprego	“	0,000	0,003	0,023	0,105
Agregados Monetários					
10. L nominal	1955-1997	0,000	0,000	-0,023	0,051
11. M2 nominal	“	0,000	0,000	-0,013	0,081
12. M1 nominal	“	0,000	0,000	-0,043	0,134
13. L real – deflactor do cons. privado	“	0,000	0,000	0,148	-0,001
14. M2 real – deflactor do cons. privado	“	0,000	0,000	0,127	-0,025
15. M1 real – deflactor do cons. privado	“	0,000(a)	-0,001	0,055(a)	-0,038
16. L real – deflactor do PIBpm	“	0,000	0,000	0,113	-0,002
17. M2 real – deflactor do PIBpm	“	0,000	0,000	0,100	-0,028
18. M1 real – deflactor do PIBpm	“	0,000(a)	-0,001	0,035(a)	-0,038
Preços e Salários					
19. Deflactor do consumo privado	1955-1997	0,000(a)	0,001	0,019(a)	0,077
20. Deflactor do PIBpm	“	0,000(a)	0,001(a)	-0,002(a)	0,092(a)
21. Salário médio nominal	“	0,000	0,001	0,040	0,064
22. Salário médio real – defl. cons. priv.	“	0,000	0,000	-0,031	-0,008
23. Salário médio real – defl. PIBpm	“	-0,001	-0,001	-0,042	-0,021
24. Taxa de inflação – defl. cons. priv.	1956-1997	0,000	0,072	-0,037	0,099
25. Taxa de inflação – defl. PIBpm	“	0,000	0,076	-0,038	0,010

(a) A estatística Q(10) do teste pode ser rejeitada um nível de confiança de 5%.

Sobressai, desde logo, que tomar as variáveis em logaritmos (colunas 3 e 4) ou nas suas primeiras diferenças (colunas 5 e 6) faz muita diferença em termos da causalidade de Granger.

Assim, a leitura das colunas 4 e 6 torna evidente que, em geral, não existe um papel de previsão significativo das várias variáveis sobre o produto ou vice-versa. Apenas se verifica tal capacidade de previsão do produto sobre as taxas de inflação (variáveis correspondentes às primeiras diferenças dos deflactores de preços no consumo e no PIB).

A análise da informação constante das colunas 5 e 6 torna visível que o investimento é a variável macroeconómica que gera melhorias mais acentuadas nas previsões do crescimento do

produto. Tal parece confirmar a evidência encontrada no ponto anterior, em que o investimento cíclico se apresentava como um indicador precursor do ciclo económico para um *lead*.

Dentro da categoria geral das componentes da despesa, além do investimento, apenas o consumo público e as importações denotam algumas (baixas) propriedades de previsão do crescimento do produto. Olhando para o outro lado da relação, nota-se que os valores corrente e desfasado do produto exercem uma contribuição marginal expressiva sobre o crescimento do consumo privado, e mais fraca no caso dos gastos do estado e do investimento. Contrariamente, a inclusão do produto corrente e desfasado nas equações das variáveis do comércio externo só piora os $\bar{R}^2$ das regressões.

No mercado de trabalho é o emprego a variável com uma maior influência na previsão do crescimento económico, mas é também aquela cuja evolução se mostra menos afectada pela inclusão do produto na sua regressão, o qual se mostra mais determinante na previsão do crescimento do desemprego e da respectiva taxa. Contudo, no caso da regressão bivariada do emprego sobre uma constante e os valores actuais e desfasados do produto e do emprego, a estatística $Q(10)^9$ de Ljung-Box (com um valor igual a 18,51) permitiu rejeitar a hipótese nula de independência serial dos resíduos com um erro inferior a 5%.

No caso dos agregados monetários existe uma vasta literatura de investigação das relações entre a moeda e o produto, na qual a causalidade de Granger tem um papel relevante, essencialmente no contexto dos modelos VAR. Os resultados indiciam que as medidas monetárias L e M2 reais, têm ambas um papel predictivo sobre o crescimento do produto¹⁰. Já as regressões bivariadas de M1 real para aferir o efeito sobre o produto mostram-se não válidas em termos de inferência estatística dados os valores da estatística Q de Ljung-Box, os quais revelaram a existência de correlação serial dos resíduos, para um nível de significância de 5%. Em termos nominais, a causalidade aparenta ser na direcção do produto para as taxas de crescimento da moeda, aferidas pelas várias medidas monetárias. Tal efeito é significativamente superior no caso de M1. Inversamente, a introdução do PIB corrente e desfasado nas regressões de crescimento da moeda real não melhora a qualidade de tais regressões.

Quanto à categoria dos preços e salários destaca-se apenas o salário nominal a ter alguma causalidade sobre a previsão de crescimento do produto, sendo a sua evolução a ser reciprocamente causada, no sentido de Granger, pelos valores correntes e desfasados do PIB. O

⁹ A estatística $Q(k)$ de Ljung-Box, não é mais do que a estatística de Box-Pierce corrigida para pequenas amostras. O seu valor é distribuído, aproximadamente, de acordo com a função χ^2 com k graus de liberdade. A hipótese nula é a da independência serial dos resíduos, que é uma das hipóteses associadas ao modelo de regressão. Daí que a estatística Q apareça a acompanhar os resultados das regressões corridas no programa RATS.

¹⁰ Não podemos deixar de aqui mencionar que embora os agregados monetários reais exerçam poder de previsão sobre o produto real, tal capacidade podia vir alterada se introduzíssemos nessas relações os efeitos das taxas de juro, pois a literatura mostrou que estas reduzem significativamente a influência da moeda no produto.

produto ajuda também a prever a evolução dos preços nominais, se aferidos pelo crescimento do deflactor no consumo (para a regressão do crescimento do deflactor do PIB o valor da estatística Q não permite rejeitar a hipótese alternativa da existência de autocorrelação dos desvios) e das taxas de inflação, com um maior impacto relativo no caso da variação dos preços no consumo privado. Por último, é de notar a ausência de causalidade no sentido de Granger, nos dois sentidos da relação, no caso dos salários reais.

4.3. REGULARIDADES EMPÍRICAS ADICIONAIS

Nesta secção dá-se atenção específica aos comportamentos das taxas de inflação e de desemprego na sua relação com o ciclo económico. Começamos por identificar os episódios de desinflação no período 1955-1998 e estimar os seus custos em termos da produção, através do cálculo do rácio de sacrifício. De seguida, caracterizamos o comportamento da taxa de desemprego portuguesa, dando ênfase particular à questão de saber se existe evidência favorável à verificação de uma NAIRU estável no longo prazo. A finalizar, quantificamos a sua magnitude utilizando testes de raiz unitária e estimando uma equação de Okun.

4.3.1. PROCESSO DESINFLACIONISTA EM PORTUGAL

No início da década de oitenta, contrariamente ao que acontecia na maioria dos países europeus, a inflação permanecia elevada em Portugal. Efectivamente, o processo de desinflação na Europa começou mais cedo do que em Portugal, em virtude da generalidade dos países europeus terem adoptado políticas desinflationistas no início da década de oitenta coincidindo com os choques petrolíferos, o que poderá ter contribuído para um agravamento substancial do desemprego e quebra dos salários reais verificados naqueles países. Em Portugal, políticas económicas restritivas começaram a ser aplicadas mais tarde, em 1983.

BARBOSA e MACHADO (1996), para dados anuais relativos ao período 1977-1994, localizaram no ano de 1985 o início do processo de desinflação português como um processo sustentado. Desde então, a taxa de inflação portuguesa experimentou uma descida no seu valor, com uma interrupção apenas no período 1988-90, altura em que teve comportamento crescente. Os autores consideraram que o processo desinflationista da economia portuguesa estava, pelo menos na sua fase mais recente, ligado ao projecto de participação na moeda única, como consequência do esforço de convergência nominal empreendido por Portugal para a sua inclusão no “pelotão da frente” das economias que aderiram à terceira fase da União Económica Monetária (UEM).

Complementarmente, o estudo de BARBOSA (1996), para o mesmo período, classificou os episódios de inflação conforme a sua origem estava no lado da procura (*demand pull*) ou da oferta (*cost push*). Excluindo os anos de 1980 e 1982, que tinham apresentado um comportamento menos sistemático, o autor concluiu que choques AS tinham dominado na primeira metade do período (até 1987) enquanto variações na AD tinham prevalecido na segunda parte.

Não se afastando muito, WEISE (1997) considerou que o processo de desinflação em Portugal se iniciara a partir de meados de 86. Adicionalmente, obteve evidência de que cada episódio de desinflação ocorrido nas várias economias analisadas¹¹ estava associado com uma tentativa conscienciosa dos bancos centrais para reduzir a inflação.

Na fig. 4.6 representa-se graficamente a evolução das taxas de crescimento do PIBpm (TXCPIB) face às taxas de crescimento dos preços no consumo privado (TXDCP) e dos preços no PIBpm (TXDPIB), no período 1955-1998.

A inspeção visual do comportamento da taxa de inflação, aferida pela evolução do deflactor do consumo privado - figura 4.6(a) - ou do deflactor do PIBpm - figura 4.6(b) -, evidencia que os episódios de desinflação mais expressivos começaram a ter lugar nos anos oitenta, prolongando-se até à actualidade.

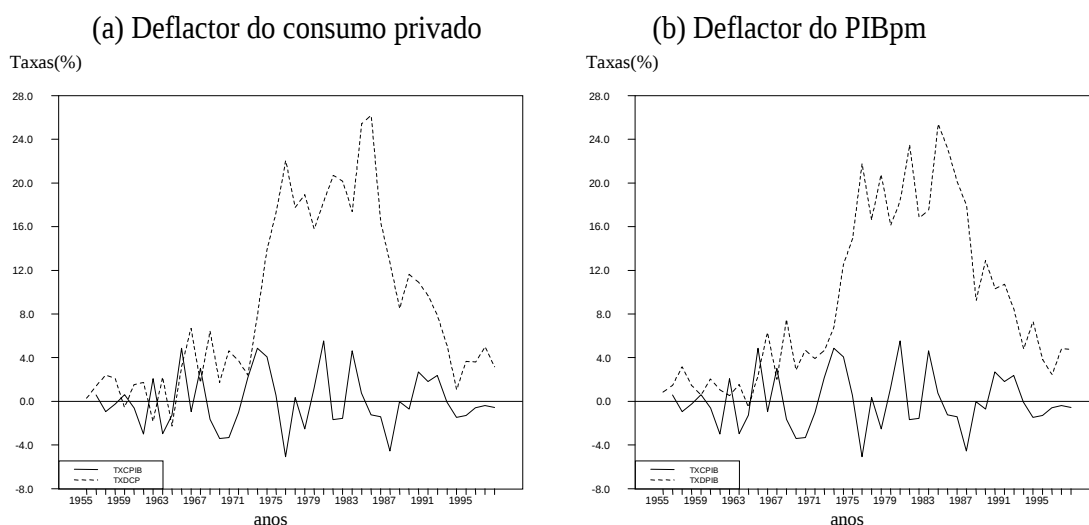


Figura 4.6 – Evolução da taxa de inflação e da taxa de crescimento do PIBpm

A teoria refere que os processos de desinflação fazem, normalmente, incorrer em custos sobre a produção e emprego, que variarão conforme as circunstâncias em que se concretiza o programa de desinflação. Assim, coloca-se, desde logo, a questão de como avaliar tais custos.

¹¹ Foram abordadas as experiências de desinflação de 17 países da OCDE, no período 1973-1996, e usado o caso dos EUA como padrão de comparação.

A medida mais simples dos custos de inflação é o designado rácio de sacrifício (SR - *Sacrifice Ratio*), que devido à sua simplicidade, e não obstante algumas limitações de que padece, tem sido vastamente usado. Tal rácio pode ser medido em termos de quebra na produção ou no emprego.

$$(4.1) \quad SR = \Sigma(y_i - y_i^*) / \Sigma(\pi_i - \pi_{i-1}) ;$$

Com $(y_i - y_i^*)$ a traduzir o desvio negativo, no ano i , entre o logaritmo da produção real (y_i) e o logaritmo da produção de equilíbrio (y_i^*), π_i a taxa de inflação no período i e π_{i-1} a taxa de inflação no período anterior.

Desta forma, o rácio de sacrifício mede o número de pontos percentuais na quebra da produção relativamente à situação de equilíbrio por cada redução de um ponto percentual na taxa de inflação¹².

Um problema a ter em conta é o da escolha dos anos a considerar no cálculo do rácio de sacrifício, pois este tem a desvantagem principal de ser instável no seu comportamento ao longo do tempo. Se a curva de Phillips de curto prazo apresentar um comportamento estável não existe qualquer problema de incluir todo o período. Mas, perante a possibilidade de instabilidade na relação funcional entre produção e inflação, consideramos preferível incluir apenas os períodos em que a inflação média efectivamente diminuiu. Assim, usamos uma média centrada de três anos da taxa de inflação, $\bar{\pi}$, tendo em vista a eliminação de irregularidades na evolução daquela variável, o que traduz, grosso modo, a “inflação de tendência” e escolheram-se os períodos em que esta média móvel diminuiu durante dois anos seguidos¹³.

No quadro 4.7 apresentamos os valores do rácio de sacrifício obtidos para as duas medidas da taxa de inflação (evolução dos deflactores do consumo privado e do PIBpm) e considerando o produto potencial, y_i^* , como a componente tendência do (log) PIBpm gerada pelo filtro *bandpass*¹⁴.

¹² Foi esta a expressão usada por BARBOSA e MACHADO (1996) para estimarem o SR em Portugal, em 1977-1994.

¹³ WEISE (1997), alternativamente, considerou aqueles períodos durante os quais a média móvel da inflação (medida pelo IPC – índice de preços no consumidor) caía no mínimo 2 p.p. desde um pico até uma baixa. Será ainda de referir que tal média móvel apenas é usada para selecção do período de cálculo, não entrando na medida do rácio de sacrifício.

¹⁴ Para medida do produto potencial utilizamos, alternativamente, o *trend* extraído pelo filtro HP. Os valores do rácio de sacrifício resultantes constam do anexo I.7.

Quadro 4.7
Medida do Rácio de Sacrifício
Trend extraído com o filtro *bandpass*

Anos	$y_i - y_i^*$	Taxa de inflação medida pelo defl. do cons. priv.					Taxa de inflação medida pelo deflactor do PIBpm				
		π_i	$\bar{\pi}$	$\Sigma(y_i - y_i^*)$	$\pi_i - \pi_{i-1}$	$\Sigma(\pi_i - \pi_{i-1})$	π_i	$\bar{\pi}$	$\Sigma(y_i - y_i^*)$	$\pi_i - \pi_{i-1}$	$\Sigma(\pi_i - \pi_{i-1})$
1982	-1,56	20,16	---	---	---	---	16,79	---	---	---	---
1983	4,64	17,36	20,98	---	---	---	17,46	19,88	---	---	---
1984	0,77	25,43	22,99	---	---	---	25,39	22,00	---	---	---
1985	-1,22	26,17	22,68	-1,22	0,74	0,74	23,14	22,88	---	---	---
1986	-1,41	16,44	18,40	-2,63	-9,73	-8,99	20,12	20,39	-1,41	-3,02	-3,02
1987	-4,55	12,58	12,50	-7,18	-3,86	-12,85	17,90	15,75	-5,96	-2,22	-5,24
1988	-0,02	8,48	10,89	-7,20	-4,10	-16,95	9,24	13,34	-5,98	-8,66	-13,90
1989	-0,70	11,60	10,32	-7,90	3,12	-13,83	12,89	10,81	-6,68	3,65	-10,25
1990	2,71	10,87	10,71	---	---	---	10,30	11,30	---	---	---
1991	1,83	9,67	9,45	1,83	-1,20	-1,20	10,71	9,80	1,83	0,41	0,41
1992	2,35	7,80	7,51	4,18	-1,87	-3,07	8,39	7,96	4,18	-2,32	-1,91
1993	-0,06	5,06	4,64	4,12	-2,74	-5,81	4,79	6,82	4,12	-3,60	-5,51
1994	-1,47	1,06	3,25	2,65	-4,00	-9,81	7,29	5,29	2,65	2,50	-3,01
1995	-1,30	3,64	2,76	1,35	2,58	-7,23	3,80	4,51	1,35	-3,49	-6,5
1996	-0,58	3,58	4,07	---	---	---	2,43	3,67	0,77	-1,37	-7,87
1997	-0,38	4,99	3,90	---	---	---	4,77	3,99	---	---	---
1998	-0,57	3,14	---	---	---	---	4,77	---	---	---	---
		Rácio de Sacrifício: 0,311					Rácio de Sacrifício: 0,326				

A leitura do quadro anterior permite-nos localizar algures entre 1985 e 1986 o início do percurso de desinflação como um processo sustentado. Desde então, a taxa de inflação média veio a decair continuamente até 1995/96 (excepto no ano de 1990 onde se verificou um aumento). É possível, assim, identificar as duas etapas subjacentes em que tal aconteceu:

- Para a inflação aferida pela variação do deflactor do consumo privado: 1985-1989, em que $\bar{\pi}$ baixou cerca de 12 p.p. e em 1991-1995, com um decréscimo mais modesto na ordem dos 7 p.p.;
- Para a inflação medida pela variação do deflactor do PIBpm: 1986-1989, onde se registou um decréscimo na taxa de inflação média à volta de 10 p.p. e entre 1991 e 1996, onde $\bar{\pi}$ experimentou uma descida mais moderada de 6 p.p.

De notar que no segundo subperíodo o valor acumulado dos desvios da produção foi, surpreendentemente, positivo. Tal deveu-se ao facto de em 1991 e 1992 ter sido possível baixar a taxa de inflação com a economia acima da produção de equilíbrio.

Sem dúvida que entre os factores marcantes da consolidação do processo de desinflação português, figura a mudança gradual de regime económico ao tempo da adesão à (então) CEE. O mercado passou a desempenhar um papel acrescido na determinação dos preços e afectação dos

recursos e, simultaneamente, foi assumido o compromisso das autoridades nacionais com uma política monetária visando a estabilidade de preços, através da prossecução de um objectivo intermédio de estabilidade cambial. Relacionadamente, o facto de Portugal ser uma pequena economia aberta ao exterior implica que a evolução da taxa de câmbio tenha assumido um papel decisivo no processo de desinflação. Em simultâneo, a evolução favorável sentida nos preços internacionais, a desaceleração no crescimento dos salários nominais e a manutenção do produto abaixo da sua tendência, contribuíram como factores estimuladores da desaceleração dos preços portugueses¹⁵.

Quanto ao valor do rácio de sacrifício, este foi obtido como a média dos dois sub-períodos acima identificados, designados por p_1 e p_2 na expressão:

$$(4.2) \quad SR = [\Sigma(y_i - y_i^*)_{p_1} + \Sigma(y_i - y_i^*)_{p_2}] / [\Sigma(\pi_i - \pi_{i-1})_{p_1} + \Sigma(\pi_i - \pi_{i-1})_{p_2}]$$

Perante os resultados, constantes da última linha do quadro 4.7, podemos assim concluir que, por cada ponto a menos na taxa de inflação foi necessário reduzir temporariamente a produção relativamente à sua tendência de equilíbrio em aproximadamente 0,3 p.p. ao ano¹⁶.

Além das limitações expostas inerentes ao cálculo do rácio de sacrifício, a nossa abordagem “peca” por não contemplarmos um outro aspecto relacionado com o tema da desinflação. Assim, estamos conscientes que o valor obtido para o rácio de sacrifício podia ser alterado se analisássemos a experiência de desinflação nos sectores dos bens transaccionáveis e dos não transaccionáveis. Isso não foi feito devido à falta de dados estatísticos desagregados para os dois sectores. Tal justificava-se pois, como é sabido, os preços dos bens não transaccionáveis tendem a ser mais elevados que os verificados no sector sujeito à concorrência externa. No entanto, este diferencial tem vindo a diminuir desde 1991, pois o preço dos bens não transaccionáveis tem-se reduzido muito graças à moderação gradual do crescimento dos salários nominais¹⁷.

¹⁵ Conforme razões apontadas no “Relatório do Conselho de Administração” do Banco de Portugal de 1997.

¹⁶ O uso do filtro HP implicou valores significativamente mais elevados para o rácio de sacrifício, o qual era, aproximadamente, de 0,6 p.p./ano. Tal valor é muito idêntico ao obtido em BARBOSA e MACHADO (1996), 0,66, o qual resultou da média entre dois períodos, 1984-1988 e 1991-1994, com π_i medida pelo índice de preços implícito no consumo privado e a produção potencial obtida com o filtro HP. Tal facto vem reforçar a nossa convicção que o rácio de sacrifício é extremamente sensível ao processo de *detrending* o produto. Por outro lado, dado o exposto no capítulo 3 a propósito deste tema, já era de esperar que o uso do filtro *bandpass* produzisse valores relativamente mais baixos do que os obtidos com o filtro HP, dado que o primeiro extrai flutuações cíclicas do produto mais suaves que o segundo.

¹⁷ Veja-se “Relatório do Conselho de Administração” do Banco de Portugal de 1997, caixa “O processo de desinflação: 1986-1997”, pág. 59.

4.3.2. TAXA DE DESEMPREGO E CICLOS ECONÓMICOS EM PORTUGAL

Ao longo das últimas duas décadas verificou-se que na maioria dos países da União Europeia (UE) a taxa de desemprego, embora se relacionando com o ciclo económico, aumentou sempre ao longo do tempo, aparentemente saltando patamares. Tal contrastou com o comportamento nos EUA, onde a evolução do desemprego não deixou adivinhar uma tendência clara de elevação da taxa natural de desemprego. Na Europa, pelo contrário, desde meados da década de setenta que se tem assistido a níveis elevados e persistentes de desemprego.

Existem, pelo menos, duas interpretações possíveis dos dados europeus.

Uma primeira versão aponta os factores de rigidez nos mercados de trabalho e a ineficiência de políticas fiscais e sociais que evitaram que os salários reais caíssem, resultando no aumento ao longo do tempo da taxa natural de desemprego. Assim, a solução apontada para o desemprego europeu passa pela implementação de reformas das políticas de bem-estar social e dos mercados de trabalho, de forma a uma adaptação a um novo ambiente caracterizado por progresso tecnológico e grande concorrência internacional¹⁸.

Mas, se é certo que, ao nível teórico, factores de rigidez (como os associados à legislação de protecção ao emprego ou um elevado poder sindical) possam provocar custos económicos e levar a “esclerose” do mercado de trabalho, já não é tão claro que eles sejam responsáveis pelo alto desemprego europeu. Nomeadamente, a comparação entre países no que toca à relação do desemprego com rigidez não suporta tal perspectiva¹⁹.

A outra versão considera as políticas económicas, particularmente as monetárias, como a fonte do problema. Desde os anos oitenta que a maioria dos países da Europa Ocidental se envolveu em esforços de desinflação, baseados em políticas monetárias contraccionistas²⁰. Tal facto está, sem dúvida, associado ao percurso encetado pelos vários países da UE em direcção à formação da União Monetária. Segundo esta versão, foram estas políticas desinflacionistas as responsáveis pela criação de desemprego elevado, o qual, devido a dinâmicas *insider/outsider*, implicou que a taxa natural de desemprego europeia crescesse permanentemente. Por seu lado, o aumento da taxa natural de desemprego evitou que o desemprego voltasse ao seu nível prévio e, assim, contracções monetárias resultaram num aumento prolongado, ou mesmo permanente, do

¹⁸ Insere-se nesta linha, por exemplo, o relatório da OCDE de 1994, onde é dada muita atenção ao papel da rigidez nos mercados de trabalho europeus.

¹⁹ Atente-se ao confronto entre o caso português e espanhol. Embora Portugal e Espanha sejam classificados pela OCDE como sendo países com idênticas (e elevadas) restrições legais aos despedimentos, o desemprego espanhol atingia uma taxa que era em 1998 mais do triplo da portuguesa.

²⁰ De notar que tais experiências desinflacionistas também foram vividas nos EUA e Canadá. Contudo, enquanto nos EUA a taxa de desemprego aumentou fortemente durante períodos desinflacionistas, voltando para o seu valor inicial antes do processo ser iniciado, no caso da maioria das economias europeias e da canadiana não foi assim. O desemprego também cresceu bastante durante cada período de desinflação mas não conseguiu retornar ao nível que tinha antes de ser usada a política monetária contraccionista para baixar a inflação.

desemprego. Donde, de acordo com esta perspectiva, o problema do desemprego europeu poderia desaparecer quando as políticas monetárias e fiscal se desviassem do objectivo inflação para a criação de emprego²¹.

No anos noventa, intensificou-se a procura de explicações para o desemprego europeu baseadas em efeitos de histerese, ou seja, a história do desemprego por si só ter efeitos duradouros sobre a taxa natural de desemprego. Mas, e apesar de alguns resultados apontarem nesse sentido, a evidência sobre a importância relativa e absoluta dos canais específicos para *hysteresis* é ainda muito fraca²².

O certo é que, ponderados todos os factores e colocando de lado o debate ainda existente, parece haver uma maior consciencialização para o facto da persistência do desemprego ser hoje o problema económico e social mais importante da Europa²³ e de ser necessário ainda muita investigação sobre as suas razões e consequências.

A relevância teórica e a actualidade do tema “histerese da taxa de desemprego” justifica o aprofundamento, nesta subsecção, do estudo do comportamento da taxa de desemprego portuguesa na sua relação com o ciclo económico, com o ênfase centrado na questão da existência de uma NAIRU. Começamos com uma revisão sintética dos principais estudos aplicados a dados portugueses, dos factores micro e macroeconómicos que poderão estar na base da boa performance do desemprego português quando comparada com a experiência vivida pelos parceiros europeus de Portugal (e, em particular, com a vizinha Espanha) e estimamos a NAIRU pela aplicação de dois métodos: univariado - teste às raízes unitárias - e bivariado - relação de Okun.

4.3.2.1. REVISÃO DA INVESTIGAÇÃO EMPÍRICA SOBRE PORTUGAL

Dentro do contexto europeu acima apresentado, a verificação de reduzidas taxas de desemprego na economia portuguesa tem sido considerado como caso único. Adicionalmente, os fenómenos de persistência do desemprego não se mostram tão acentuados como no resto da UE, de tal forma que a taxa de desemprego não parece aumentar de ciclo para ciclo. Por isso, uma

²¹ Tal perspectiva é, actualmente, defendida por economistas como TOBIN (1996: 40-42) e FITOUSSI (1998), que comparando a experiência americana e europeia, concluíram que os números elevados do desemprego se deviam a que na Europa, contrariamente ao que tinha acontecido nos EUA, a política monetária tinha sido usada unicamente no sentido da restrição o que, num sentido keynesiano, teria contribuído para refrear o crescimento do produto e aumentado a taxa de desemprego. Desta forma, a receita keynesiana dos anos trinta (políticas expansionistas) foi preconizada pelos autores para resolver os problemas económicos europeus dos nossos dias.

²² Até o próprio BLANCHARD (1997a) reconhecia que, embora a evidência europeia sugerisse uma dependência histórica substancial da taxa de desemprego, a sua fé na teoria de *hysteresis* tinha diminuído.

²³ Prova do reconhecimento deste facto é a inclusão de um capítulo sobre o emprego no Tratado de Amsterdão, estipulando que a criação e a implementação das políticas comunitárias deviam levar em conta e ter como objectivo a redução do desemprego. Isto representa uma mudança substancial relativamente à posição assumida anteriormente em Maastricht, em que a concepção da taxa natural de desemprego foi consagrada não dando qualquer papel à política económica no combate ao desemprego.

grande parte da investigação empírica recente sobre o mercado de trabalho português tem-se preocupado com a questão da existência de uma NAIRU para a economia portuguesa, invariável ao comportamento cíclico da actividade económica, e em explicar os seus determinantes aos níveis macro e microeconómico.

As Estimativas

Nos vários estudos com dados portugueses tem sido vastamente documentada a existência de uma taxa natural de desemprego estável²⁴ nas duas últimas décadas em torno de um valor entre 5% e 6%, relativamente modesto quando comparado com a taxa de desemprego média da UE, sistematicamente acima dos dois dígitos desde 1993.

Na estimação de uma NAIRU para Portugal, as atenções têm sido, em geral, focadas na Lei de Okun (relação entre a taxa de desemprego e o ciclo económico) e na curva de salários (relação entre salários reais e taxa de desemprego). As estimações efectuadas da curva de salários e da relação de Okun para a economia portuguesa revelaram, em geral, a estabilidade destas ao longo do tempo, uma forte sensibilidade das variações do desemprego às condições cíclicas da economia e a existência de uma relação de longo prazo entre os salários reais e os níveis de desemprego. Donde, as conclusões apontam para que a maior parte das flutuações do desemprego sejam devidas a desvios do produto face à sua tendência ou, por outras palavras, as flutuações no desemprego parecem ter uma natureza predominantemente cíclica.

Evidência de uma relação robusta entre os desvios do produto face à respectiva tendência e os desvios do desemprego em relação à sua taxa natural²⁵ foi encontrada em vários trabalhos com dados portugueses. MARQUES (1990) obteve uma estimativa da taxa natural de desemprego em sentido lato de 6%²⁶. Por sua vez, GASPAR e LUZ (1997) confirmaram a interpretação da Lei de Okun para Portugal dada por MODESTO *et al.* (1992) e por LUZ e PINHEIRO (1993), ou seja, que o desemprego português flutuava em torno de um valor de referência estável (a sua taxa natural) de acordo com o ciclo económico. Os autores concluíram, assim, pela estabilidade da NAIRU no período amostral de 15 anos (1983-1996) em torno de um valor situado entre 5,5% e 6%. Para um período similar (entre 1985 e 1997), BARBOSA *et al.* (1998), recorrendo à estimação de uma equação de Okun, obtiveram uma taxa natural de desemprego de 5,82%, ligeiramente abaixo do encontrado com recurso a um teste ADF para avaliar a estacionaridade da taxa de desemprego portuguesa (5,87%).

²⁴ Será de salientar que a estabilidade apontada à taxa natural de desemprego não implica que o seu valor seja constante pois, como referia FRIEDMAN (1968), o valor da taxa natural de desemprego depende de factores reais, como sejam a flexibilidade do mercado de trabalho e o grau de concorrência no mercado do produto.

²⁵ Esta formulação não é comum na literatura, pois na maioria dos livros de texto, como o de BLANCHARD (1997b), a lei de Okun é formulada como a relação entre as variações na taxa de desemprego e os desvios da taxa de crescimento do produto relativamente a uma taxa de referência que pode ser a potencial (ou tendencial).

²⁶ A diferença entre os valores obtidos com base neste conceito lato de taxa de desemprego e a definição em sentido estrito varia entre 0,5 p.p. e 1 p.p.

Por seu lado, as estimações efectuadas de uma curva de salários para a economia portuguesa levaram a concluir por uma significativa flexibilidade dos salários reais. Esta é, de facto, uma das características do mercado de trabalho português mais frequentemente mencionada nos vários estudos. Em particular considera-se que o salário real português reage forte e significativamente a variações na taxa de desemprego o que implica a redução da necessidade de ajustamentos “via quantidades” e contribui, assim, para a estabilização do desemprego.

As conclusões de LUZ e PINHEIRO (1993; 1994) apontam, precisamente, nesse sentido. Em ambos os trabalhos, a estimação das relações entre a taxa de desemprego e os salários reais (curva salarial ou de Phillips) e entre as taxas de desemprego e de vagas de emprego (curva de Beveridge) forneceu evidência favorável à verificação de uma taxa de desemprego estrutural em Portugal grosseiramente estável desde início dos anos 80. Adicionalmente, os resultados do estudo de 1994, onde a análise é alargada à Alemanha, França, Reino Unido e Espanha, colocavam Portugal como a economia que apresentava uma das maiores respostas salariais ao desemprego entre os países europeus. Adicionalmente, as diferenças encontradas ao nível dos principais factores que determinaram o comportamento do desemprego no conjunto de países sugeria que, não obstante a existência de um problema comum – o desemprego – as políticas requeridas para a sua resolução deviam ser diferentes. Para Portugal, como os factores AD apareciam como determinantes do comportamento da taxa de desemprego e o mercado de trabalho era mais flexível, Luz e Pinheiro consideravam essencial preservar a flexibilidade com respeito à negociação salarial e quanto ao ajustamento entre as vagas de emprego e os trabalhadores à procura de emprego. Contrariamente, pensavam que para as restantes economias uma situação cíclica mais favorável podia não ser suficiente para atingir uma taxa de desemprego aceitável²⁷. Donde, os autores propunham a promoção de políticas activas de emprego, para incentivar a criação de empregos, nomeadamente, através de legislação proteccionista facilitadora de investimento em programas de educação, treino e aprendizagem.

Também com base na regressão econométrica de uma curva de salários para a economia portuguesa, MARQUES E BOTAS (1997) concluíram pela estabilidade da taxa natural de desemprego em torno de um valor estimado de 5,4%, GASPAR e LUZ (1997) obtiveram um valor de 5,75% ao passo que, usando uma formulação semelhante²⁸, BARBOSA *et al.* (1998) estimaram um valor de 5,6%.

²⁷ Os autores apontaram factores como a legislação de protecção emprego/desemprego, incluindo níveis relativamente elevados de salários mínimos e compensação ao desemprego, diferenciais salariais pequenos entre trabalhadores qualificados e não-qualificados, altos custos de despedimento e de custos não salariais associados ao emprego, como responsáveis pelos importantes efeitos negativos do lado das negociações salariais, reduzindo a capacidade dos salários reagirem a alterações nas condições cíclicas.

²⁸ Em que a equação de salários reais pode ser interpretada como um mecanismo corrector de erro (MCE) no sentido de que qualquer afastamento da evolução dos salários face à da produtividade será progressivamente corrigido. De referir que, tendo em conta a opinião de BLANCHARD e KATZ (1999), a diferença gritante entre as relações empíricas entre salário e desemprego nos EUA e na Europa residia precisamente na presença de um termo corrector de erro na equação salarial da última, inexistente na economia americana.

Caracterização Macroeconómica

A evidência encontrada em favor de uma taxa natural de desemprego estável constitui um primeiro indício de flexibilidade macroeconómica do mercado de trabalho português. Este resultado assume importância acrescida na situação actual em que Portugal faz parte dos países inseridos na zona Euro. Como é sabido, um dos maiores custos inerentes à adesão de Portugal à moeda única foi a perda da opção de usar a política monetária e cambial como mecanismo de ajustamento face a choques assimétricos. Donde, tal custo será ainda maior quanto mais exposto estiver a choques idiossincráticos e menos eficazes forem os mecanismos de ajustamento alternativos como, por exemplo, a utilização das variações salariais para fazer face a tais choques. De facto, a flexibilidade do salário real pode constituir um substituto para a mobilidade internacional do factor trabalho, constituindo um elemento crucial para ajustamento face a choques idiossincráticos.

A existência de um grau significativo de rigidez salarial implica que, na sequência de choques económicos desfavoráveis, haverá uma tendência para o aumento do desemprego se não for possível um ajustamento através das quantidades, ou seja, se o factor trabalho não se puder deslocar rápida e facilmente de regiões (ou sectores) em recessão para regiões (ou sectores) em expansão. Contudo, a evidência aponta para um elevado grau de imobilidade internacional do trabalho no espaço europeu devido a importantes barreiras à deslocação do trabalho entre países - linguísticas e culturais - e a características institucionais específicas no domínio do mercado de habitação e do sistema de segurança social.

Neste domínio, Portugal não foge à regra, apresentando grandes dificuldades na mobilidade dos seus recursos humanos. Daí que, posto de lado tal mecanismo de ajustamento, a flexibilidade do salário real português, que aparece documentada em vários estudos, seja referida como a principal razão macroeconómica invocada para justificar as baixas e contracíclicas taxas de desemprego e a pouca persistência do desemprego registada em Portugal relativamente aos níveis verificados na economia europeia.

No “Relatório do Conselho de Administração” do Banco de Portugal (1998: 112-115), a Caixa II.3 é dedicada à análise da “Flexibilidade dos Salários Reais em Portugal”. Aí, caracteriza-se o mercado de trabalho português como aquele que, no contexto europeu, apresenta taxas de desemprego relativamente baixas e fortemente contracíclicas. A principal razão invocada para justificar esta situação, dada a fraca mobilidade do trabalho, radica na flexibilidade agregada dos salários reais, os quais exibem uma evolução ajustada com a taxa de desemprego, desacelerando em períodos de elevado desemprego e acelerando em períodos de baixo desemprego. Também na análise de RIBEIRO (1998), com dados para Portugal, Espanha, Reino Unido, Itália, França e Irlanda, e tomando em conta o último quinquénio da análise, 1992-1996, eram referidos os casos de Portugal e do Reino Unido como se destacando na redução da inércia salarial relativamente à

situação observada na década de 80. Contrariamente, a Espanha era o país onde se verificava um menor incremento da flexibilidade dos salários, sobretudo dos nominais. As conclusões do estudo de DUARTE e ANDRADE (1998) corroboram também a maior flexibilidade do salário nominal português relativamente ao espanhol²⁹.

A elasticidade dos salários reais face ao desemprego é um indicador da capacidade do mercado de trabalho português utilizar os salários reais como mecanismo de ajustamento macroeconómico. Também aqui, a evidência estatística obtida para o caso português permitiu concluir por uma relativa flexibilidade da estrutura do seu mercado de trabalho quando comparado com o de outros países.

Assim, não obstante os períodos de análise apresentarem diferenças significativas, as estimativas encontradas em alguns estudos para a elasticidade do salário real face à taxa de desemprego são muito idênticas. MODESTO *et al.* (1992) num contexto de inflação elevada (a dois dígitos) e envolvendo apenas um período de recessão (1983-1984), num regime macroeconómico caracterizado por uma taxa de inflação elevada e o uso da taxa de câmbio como instrumento de estabilização, obtiveram um valor de -0,14. O alongamento da amostra até 1996 por GASPAS e LUZ (1997) e BARBOSA *et al.* (1998), conduziu a valores estimados de -0,16 e de -0,15, respectivamente, o que permite concluir que a flexibilidade salarial real se manteve mesmo num contexto macroeconómico de taxas de inflação baixas e estabilidade cambial. Da comparação daqueles valores com os correspondentes para outros países industrializados infere-se por uma sensibilidade relativamente mais elevada dos salários reais portugueses³⁰.

Contudo, apesar da relativa flexibilidade da estrutura do mercado de trabalho português quando comparada com outros países europeus, tal não deve ser exagerado. Nomeadamente, MODESTO *et al.* (1992) detectaram alguma persistência, histerese e viscosidade na procura de trabalho nos dados, especialmente no longo prazo, quando o nível de salários se ajustava por si aos choques de produtividade³¹. Adicionalmente, as análises produzidas por organizações internacionais, como a Comissão Europeia e a OCDE referem a possibilidade de estarmos perante uma quebra estrutural no comportamento do mercado de trabalho português, no sentido do salário

²⁹ Adicionalmente, os autores concluíram que em ambos os países a evolução tendencial e cíclica dos salários representava uma relação relativamente fraca com a evolução cambial. A inexistência de tal flexibilidade salarial nominal em relação directa com os acontecimentos externos foi interpretada como significando que a taxa de câmbio, do ponto de vista dos custos salariais em Portugal e Espanha, não representava mais um instrumento de política económica.

³⁰ Veja-se quadro 5.1 do estudo “Impacto do Euro na Economia Portuguesa”, de BARBOSA *et al.* (1998: 235). Face aos valores apresentados para a elasticidade-desemprego dos salários reais, à excepção dos Países Baixos (-0,17) Portugal apresentava uma estimativa mais elevada em valor absoluto do que a Alemanha, Suíça, EUA, Itália, Canadá, Áustria e Reino Unido. De realçar que também noutros estudos envolvendo a comparação entre os mercados de trabalho português e espanhol, como os de BLANCHARD e JIMENO (1995) e de BOVER *et al.* (1997), se conclui pelo muito mais baixo grau de rigidez do salário real na economia portuguesa.

³¹ Os autores estimaram um coeficiente de histerese de cerca de 0,68, grosseiramente, da mesma magnitude do valor obtido para outros países europeus, para o Japão e para os EUA.

real se estar a aproximar dos níveis mais rígidos verificados na maioria dos restantes países europeus.

Face ao que foi acima referido, sobressai a importância da distinção entre a flexibilidade do salário real e do salário nominal. É que no contexto de taxas de inflação relativamente baixas, a necessidade de uma descida do salário real pode obrigar à descida do salário nominal, o que é bastante difícil de conseguir. Donde, a confirmarem-se os receios de uma tendência de maior rigidez do salário real português fica comprometida a sua utilização como mecanismo de ajustamento a choques assimétricos negativos que, eventualmente, venham a atingir a economia portuguesa.

Fundamentos Microeconómicos

A teoria económica sugere que a taxa natural de desemprego depende das alterações em vários factores microeconómicos estruturais do mercado de trabalho, entre os quais se destacam: (1) generosidade dos subsídios de desemprego; (2) quadro legal de protecção ao emprego; (3) custos não laborais associados ao emprego; e, (4) taxas de juro reais.

Assim, a flexibilidade microeconómica radica em elementos distintos dos da flexibilidade macroeconómica. De facto, embora ao nível macroeconómico Portugal apresente características de flexibilidade salarial real que não são partilhadas por outros países europeus, tal parece estar em contradição com as características institucionais do mercado trabalho, que contém elementos de rigidez em termos microeconómicos e de afectação de recursos que o aproximam de outros mercados europeus. Vários estudos dirigidos à caracterização do mercado de trabalho português, nomeadamente os realizados por STAUBIN (1997), PORTUGAL e DIAS (1997), GASPAR e LUZ (1997) e BARBOSA *et al.* (1998) são unânimes em apontar:

- Grandes barreiras à mobilidade geográfica, particularmente no que diz respeito ao mercado de arrendamento habitacional;
- Enquadramento legal das relações laborais pouco flexível e, em particular, a legislação de protecção ao emprego;
- Existência de mecanismos de garantia ao rendimento (como o salário mínimo, o subsídio de desemprego e o rendimento mínimo garantido) dificultadores da aceitação de ofertas de trabalho de mais baixa remuneração.

Quanto ao primeiro ponto, o mercado de trabalho português é caracterizado por uma muito fraca mobilidade dos trabalhadores (ou rotação da mão-de-obra), sendo a intensidade dos

fluxos entre os vários estados no mercado de trabalho – empregados, desempregados e inactivos – considerada como a mais baixa da UE³².

Entre os vários estudos efectuados sobre as transições de estado no mercado de trabalho e os seus efeitos em termos de criação e de destruição de emprego, contam-se os de DIAS (1997b), PORTUGAL e DIAS (1997), PORTUGAL e ADDISON (1997), BLANCHARD e PORTUGAL (1998) e PORTUGAL (1999), usando diferentes indicadores da imobilidade da mão-de-obra, entre os quais o nº médio de empregos ao longo da vida, a antiguidade média no posto de trabalho, a fracção de empregos de longa duração (> 20 anos) e/ou a taxa de transição do emprego para o desemprego, para a inactividade ou para outro emprego. Em geral, aqueles autores concluíram que no mercado de trabalho português se registavam fluxos reduzidos de entrada e saída na situação de desemprego, coincidindo com uma duração elevada da experiência de desemprego. Esta regra de longa duração na situação de desempregado aparece compatível com a de outros países europeus e é diametralmente oposta à verificada nos EUA, onde os fluxos na situação de desempregado são superiores em mais do triplo relativamente aos portugueses.

Os trabalhos acima citados relacionam a imobilidade do trabalho, nomeadamente as demasiado longas experiências de desemprego com a natureza da legislação laboral portuguesa, a qual é considerada como a mais protectora do emprego e a mais restritiva da UE e da OCDE³³. No plano teórico, maior protecção ao emprego (nomeadamente, custos de despedimento mais elevados) tendem a gerar fluxos de entrada no desemprego mais baixos e durações médias de emprego mais longas.

Contudo, no plano empírico, a correlação entre os indicadores do grau de rigidez da legislação de protecção ao emprego e a taxa de desemprego aparenta ser muito fraca, ou mesmo nula³⁴. Contudo, como tal afecta a duração do desemprego e o fluxo do desemprego em direcções opostas, tem um efeito ambíguo sobre o desemprego. Ou seja, a maior protecção ao emprego tende a aumentar a duração do desemprego mas, contrariamente, faz diminuir os fluxos não levando, assim, a um efeito claro sobre a taxa de desemprego.

Segundo BLANCHARD e PORTUGAL (1998) e PORTUGAL (1999), a consequência mais nefasta de uma legislação super-protectora do emprego é tornar as economias esclerosadas gerando, potencialmente, perdas significativas de produtividade e de bem-estar. Por outras palavras, os custos económicos associados à protecção ao emprego não se traduzem no aumento do desemprego mas antes em perdas potenciais de produção e bem-estar (estimadas por aqueles autores como muito significativas no caso português).

³² Como concluíram BLANCHARD e JIMENO (1995) ou PORTUGAL (1999). Este último, na pág. 54, referia mesmo que “A fraca mobilidade dos trabalhadores é espelhada num conjunto de indicadores que permitem caracterizar o mercado de trabalho português como um dos (senão o) menos dinâmico da OCDE”.

³³ Veja-se, entre outros, PORTUGAL e DIAS (1997) ou BLANCHARD e PORTUGAL (1998).

³⁴ O exemplo mais apontado é o dos EUA, cuja legislação é vista como a mais liberal a nível internacional e que, no entanto, aparece com taxas de desemprego idênticas às portuguesas.

Contudo, na realidade actual do mercado de trabalho português, o que se verifica é um certo esvaziamento dos vínculos laborais, com o trabalho flexível a atingir um peso significativo no emprego total³⁵. Duas ordens de razões têm sido apontadas para justificar tal situação. Por um lado, aponta-se a ineficácia dos organismos de controlo laboral e fiscal que permitem com que as leis existentes de protecção ao emprego nem sempre sejam cumpridas. A outra razão, talvez mais determinante, prende-se com a adopção de medidas legislativas que introduziram uma maior flexibilidade nos ajustamentos do mercado de trabalho.

Em destaque aparece a introdução da figura jurídica dos contratos a termo na 2ª metade da década de 70. De salientar que, desde a sua adopção, em 1976, que os contratos não permanentes têm vindo a subir em Portugal, representando 18,7% no 2º trimestre de 1999, segundo números do Inquérito ao Emprego do Instituto Nacional de Estatística (INE)³⁶. Tal facto é apontado por alguns autores como significativo na explicação da boa performance do mercado de trabalho português em termos da taxa de desemprego. Contudo, tal correlação não se pode estabelecer em definitivo se tivermos em conta outras realidades como a do caso espanhol, onde o fenómeno “contratos a prazo” assumiu grande relevo e que, no entanto, tem actualmente a taxa de desemprego mais elevada da UE.

Outras medidas importantes neste contexto foram as alterações legislativas sobre despedimentos em 1989 e a recente legislação da limitação temporal dos contratos de trabalho (Lei Nº 39/96), cujo impacto no mercado de trabalho foi estudado por TEIXEIRA (1998). Para tal, o autor utilizou um modelo com um MCE uniequacional a dois estádios com o intuito de procurar uma explicação para o padrão de comportamento do trabalho não permanente. Teixeira concluiu pela não visibilidade dos efeitos da intervenção legislativa em 1989 no padrão de comportamento do emprego não permanente. O entender do autor foi que as mudanças na regulamentação teriam tido menores efeitos do que os esperados devido a uma aplicação lenta e ineficaz e/ou porque as novas leis eram meras cristalizações de práticas laborais já praticadas.

Uma outra explicação que tem sido muito explorada é o impacto dos subsídios de desemprego nos números do desemprego de longa duração. Tal preocupação deve-se à constatação de que quanto maior a duração da experiência de desemprego maior é a dificuldade de obter um posto de trabalho à medida que o tempo passa. Do ponto de vista microeconómico são apontadas várias razões como as relacionadas com a depreciação do capital humano, a estigmatização dos desempregados de longa duração por parte das entidades empregadoras e a

³⁵ Nomeadamente, tem-se verificado o crescimento de certas formas atípicas de emprego, como do número de reformados a trabalhar, trabalho a tempo parcial (desempenhado sobretudo por mulheres e jovens), trabalhadores por conta própria (com ou sem pessoal ao serviço), empregados com contratos a prazo e pessoas a trabalhar em casa.

³⁶ Os contratos a prazo têm mais expressão na classe dos jovens, trabalhadores com mais de 60 anos, principalmente em situação de pré-reforma e os menos qualificados. Por seu lado, os sectores que mais recorrem a estes contratos são o comércio e os serviços, o que está ligado ao facto de enfrentarem uma maior variabilidade da procura.

fenómenos de desencorajamento que diminuem a intensidade da procura à medida que o tempo passa e, por fim, a efeitos de desincentivo de regimes de apoio ao desemprego. A existência de sistemas de subsídios ao desemprego é um factor frequentemente invocado para explicar os fenómenos da cronicidade e persistência do desemprego na generalidade das economias europeias.

Tal problema, o da “má” influência do subsídio de desemprego na duração da situação de desempregado, foi analisado para o caso português nos trabalhos de PORTUGAL e ADDISON (1997) e PORTUGAL e DIAS (1997). Foram escolhidos os dados portugueses pois os autores consideravam o mercado de trabalho em Portugal como o mais “esclerosado” da Europa e, por isso, eram esperados efeitos particularmente pronunciados dos subsídios de desemprego e, por outro lado, devido à heterogeneidade temporal que marcou a realidade portuguesa quanto a esta questão, havendo a distinguir os períodos antes e pós 1989, data da introdução de nova legislação laboral que, entre outros aspectos, liberalizou os requisitos de elegibilidade para obter subsídios de desemprego e aumentou os prazos de atribuição dos mesmos. A principal conclusão foi que os desempregados não subsidiados transitavam para a situação de empregados a um ritmo consideravelmente superior ao dos desempregados subsidiados. Donde não afastaram a hipótese de, efectivamente, os subsídios de desemprego estarem a contribuir para refrear as transições desemprego-emprego.

Comparação com Outros Países

Nos últimos anos verificou-se uma literatura crescente com o objectivo de explicar as diferenças nas taxas de desemprego de equilíbrio portuguesas e outros países como os realizados por BLANCHARD e JIMENO (1995), PHELPS e ZOEGA (1997), BOVER *et al.* (1997), BLANCHARD e PORTUGAL (1998) e DUARTE e ANDRADE (1998). O maior ênfase tem-se registado ao nível da comparação entre os mercados de trabalho português e espanhol pois, de forma algo surpreendente, apesar de ambas as economias beneficiarem de um quadro legal e institucional muito semelhante, divergem substancialmente nos valores da taxa de desemprego.

Portugal e Espanha, não obstante as diferentes dimensões, riqueza *per capita* e graus de abertura ao exterior, apresentam uma série de características comuns: (1) forte incidência do primeiro choque petrolífero; (2) passagem de ditaduras a democracias em que os mecanismos de mercado passaram a ter maior relevo; (3) explosão social e salarial nos anos setenta; (4) retorno a um clima de estabilidade política e económica nos anos oitenta; e, (5) adesão à CEE em 1986. Por outro lado, ambos os mercados de trabalho partilham características institucionais comuns: (1) os dois países têm, quanto à legislação sobre protecção do emprego, as regras de segurança no trabalho mais severas dos países da OCDE; (2) sistemas de negociação colectiva muito semelhantes; e, (3) sistemas de subsídio de desemprego comparáveis desde que, em 1989, foi introduzida nova legislação laboral em Portugal.

Os estudos comparativos das características de funcionamento dos mercados de trabalho português e espanhol, onde se destacam os realizados por BLANCHARD e JIMENO (1995) e BOVER *et al.* (1997), não fornecem uma explicação definitiva sobre os factores que estão na raiz das diferentes performances das respectivas taxas de desemprego.

BLANCHARD e JIMENO (1995) apontaram a menor cobertura do subsídio de desemprego e normas de elegibilidade mais restritivas para poder auferir deste em Portugal. Alargando o âmbito de comparação também ao mercado de trabalho em Itália, PHELPS e ZOEGA (1997) defenderam a mesma ideia, ou seja, que o menor desemprego em Portugal relativamente ao espanhol e italiano se devia a menor despesa em programas sociais e regras de elegibilidade para atribuição dos subsídios de desemprego mais restritas.

Contudo, e se é verdade que o subsídio de desemprego era quase inexistente em Portugal até 1985, tal explicação deixa de ser plausível e já não colhe adeptos nos dias de hoje em que Portugal e Espanha exibem configurações semelhantes nos sistemas de subsídio de desemprego. De facto, desde a introdução de nova legislação laboral portuguesa em 1989 que, e embora o sistema espanhol continue a ser relativamente mais generoso, os dois países se tornaram muito próximos quanto a este aspecto.

Este aspecto também foi reconhecido por BLANCHARD e JIMENO (1995). Os autores, apesar de terem concluído por uma diferença substancial ao nível das políticas de atribuição de subsídios de desemprego, admitiram que tal diferença não era robusta o suficiente para justificar um hiato de, naquela altura, 15 p.p. nas duas taxas de desemprego. Por outro lado, a própria história dos subsídios de desemprego era difícil de conciliar com a trajectória das taxas de desemprego nos dois países. Aliás, na procura de uma explicação mais plausível para as diferentes experiências de desemprego portuguesa e espanhola, os autores deixaram em aberto a hipótese de tal residir na divergência do *timing* das respectivas desinflações.

Assim, no contexto presente, o argumento fornecido por BOVER *et al.* (1997), o qual reside no maior poder negocial dos sindicatos em Espanha, coloca-se com maior razoabilidade. Os autores concluíram que, não obstante as duas economias apresentarem algumas semelhanças a este nível (como o domínio de duas grandes centrais sindicais na negociação colectiva), o poder negocial dos sindicatos é muito mais visível em Espanha, onde são fixados maiores tectos mínimos para os salários e os casos de negociação ao nível da empresa são mais frequentes do que em Portugal.

Perante o que foi referido, pode-se concluir que, de acordo com estudos recentes, a flexibilidade registada em termos agregados dos salários reais portugueses pode ser atribuída a dois factores: (1) o elevado custo individual e familiar da situação de desempregado e (2) o processo de negociação colectiva.

Quanto à primeira característica, o subsídio de desemprego relativamente baixo e as condições de elegibilidade restritas tendem a diminuir o “salário de reserva”, isto é, o salário mínimo que os trabalhadores exigem para aceitar um emprego. Este valor baixo aumenta, por sua vez, a sensibilidade dos salários reais às condições do mercado de trabalho, visto que condições mais desfavoráveis associadas à situação de desemprego diminuem o custo de oportunidade de aceitar um emprego. De acordo com vários estudos, baixos subsídios de desemprego e restrições das condições de elegibilidade para obter estes podem ajudar à compreensão da maior flexibilidade salarial portuguesa em termos macroeconómicos.

No que toca ao segundo factor, a teoria prevê que quanto mais descentralizado o processo de negociação colectiva tanto maior a flexibilidade salarial. No estudo de VIEIRA *et al.* (1997) o processo de negociação colectiva em Portugal é caracterizado como relativamente descentralizado no contexto europeu, sendo marcado pelo multi-sindicalismo, organizações patronais e sindicais descentralizadas e com coordenação limitada aquando das negociações. Tal aparece associado a uma elevada dispersão interindustrial dos salários o que, por seu lado, parece estar fortemente relacionado com a grande flexibilidade dos salários reais portugueses³⁷.

Em suma, e a concluir este ponto 4.3.2.1., pode-se dizer que a verificação de reduzidas taxas de desemprego em Portugal e os baixos níveis de persistência por elas evidenciados figuram como caso único dentro do contexto europeu. A investigação empírica recente sobre o mercado de trabalho português concluiu, em geral, pela existência de uma NAIRU, invariável ao comportamento cíclico da actividade económica e com valores relativamente baixos (entre 5% e 6% nas décadas de 80 e 90). As conclusões da maioria dos estudos empíricos apontaram também para que a maioria das flutuações do desemprego se devem a desvios do produto da sua tendência.

A flexibilidade do salário real português, documentada em vários trabalhos, é referida como a principal razão macroeconómica para justificar as baixas e contracíclicas taxas de desemprego e a sua pouca persistência, relativamente ao que se verifica nas economias da Europa Ocidental. Considera-se que o salário real português reage forte e significativamente a alterações da taxa de desemprego, reduzindo a necessidade de ajustamento através das quantidades, contribuindo, desta forma, para a estabilização do desemprego. Tal flexibilidade é crucial no contexto actual, de plena integração de Portugal na UEM, pois, dada a perda da autonomia na condução das políticas monetária e cambial e as grandes dificuldades na mobilidade dos recursos

³⁷ Quando comparado com outros países da OCDE e/ou da UE, Portugal exibiu um alto grau de desigualdade salarial interindústrias, o qual mostrou uma tendência de desaggravamento durante as décadas de 80 e 90, fruto da implementação de um sistema de negociação tripartida nos anos 80, entre o governo e as confederações trabalhadores e patronais. Por seu lado, com base na análise de estatísticas comparadas no período 1983-1992, CARDOSO (1997) concluiu que as alterações nas políticas salariais das empresas reflectiam, aparentemente, um processo de modernização, com os mecanismos tradicionais de progressão salarial (baseados sobretudo na senioridade) a perderem terreno em favor de critérios como as qualificações e flexibilidade das aptidões.

humanos, a manter-se tal flexibilidade, o salário real pode funcionar como um mecanismo no ajustamento da economia a eventuais choques assimétricos.

Embora Portugal apresente características de flexibilidade macroeconómica que não são partilhadas por outros países europeus, no contexto microeconómico verificam-se elementos de rigidez - como a fraca mobilidade geográfica do factor trabalho, um enquadramento legal das relações laborais pouco flexível e a existência de mecanismos de garantia ao rendimento - que levam à caracterização do mercado de trabalho português como um dos menos dinâmicos no contexto da OCED e da UE.

De seguida procuramos, com a nossa amostra, obter evidência adicional sobre a existência (ou não) de uma NAIRU para a economia portuguesa e, caso afirmativo, estimar o seu valor. A questão da rigidez ou flexibilidade do salário real é explorada em detalhe no capítulo 6, recorrendo à aplicação da abordagem dos vectores autoregressivos estruturais.

4.3.2.2. ESTIMAÇÃO DA NAIRU

Da exposição anterior resulta clara a ideia de que não existe uma única abordagem para calcular a NAIRU, havendo um grau substancial de imprecisão na magnitude das estimativas obtidas pelos diversos processos. Como a NAIRU não é directamente observada tem de ser inferida a partir do comportamento de variáveis observáveis como o desemprego, inflação, salários, produtividade, ou outras. Daí que qualquer medida da NAIRU seja extremamente sensível a questões ligadas à escolha do modelo, à forma funcional da equação a estimar, à inclusão/exclusão de variáveis, à dimensão amostral ou à definição e medida das variáveis explicativas relevantes.

Normalmente são usadas duas abordagens de cálculo: (1) estrutural e (2) directa.

No primeiro caso, tomam-se os valores estimados dos parâmetros de um sistema de equações agregadas comportamentais, o qual inclui, geralmente, uma curva de Phillips e uma equação de formação de preços modelados ao nível agregado. A NAIRU é calculada a partir destas estimativas assumindo equilíbrio nos diferentes mercados. Na abordagem estrutural usa-se o conceito da curva de Phillips como uma relação económica estrutural de forma a permitir a identificação dos choques da procura agregada. Actualmente, tal é realizado com recurso à técnica dos SVAR, a qual aplicaremos no capítulo seguinte no âmbito da análise do comportamento de rigidez/flexibilidade relativa dos preços e salários portugueses, ao nível agregado.

Por sua vez, a abordagem directa de cálculo da NAIRU, a qual utilizamos de seguida, inclui o recurso a métodos univariados e bivariados³⁸. Os métodos univariados incluem,

³⁸ Será de realçar que a estimação do valor da NAIRU não constitui uma tarefa central no âmbito global deste trabalho. Daí não termos sofisticado muito os métodos de cálculo. Por exemplo, não se consideram métodos *time-varying* NAIRU.

nomeadamente, testes de existência de uma raiz unitária na taxa de desemprego ou o uso de filtros de decomposição da série nas componentes “ciclo” e “tendência”. Subjacente está a ideia de que a taxa de desemprego flutua em torno de um valor tendencial, permanente e não estacionário, o qual é identificado como a NAIRU. Dentro dos métodos bivariados, o mais frequentemente usado inclui a estimação da relação estatística entre a taxa de desemprego e o ciclo económico - curva de Okun.

4.3.2.2.1. Método Univariado

A análise gráfica da série e da sua função de autocorrelação constitui uma primeira peça de evidência que pode revelar, ou não, um comportamento de estacionaridade.

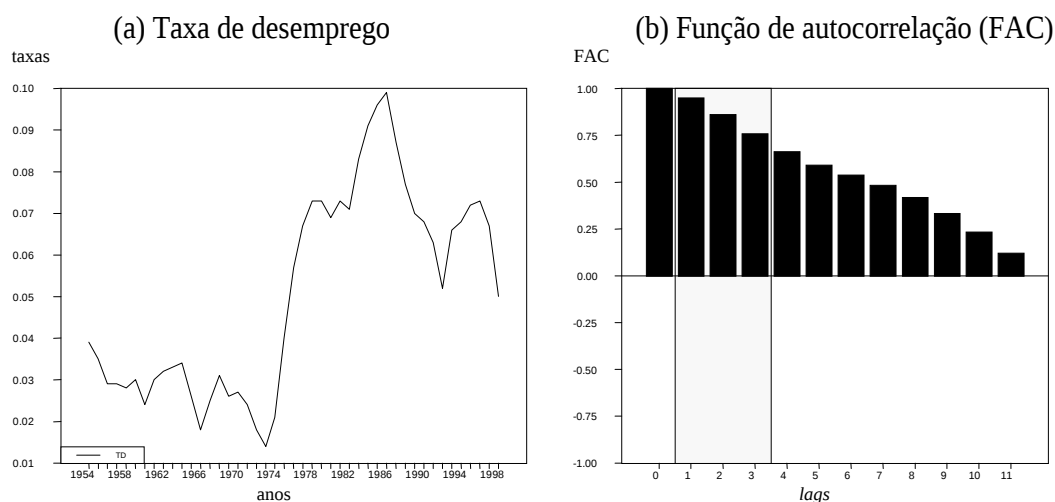


Figura 4.7 – Taxa de desemprego e sua função de autocorrelação empírica – 1954-1998

Na fig. 4.7(b) aparecem em destaque os períodos em que as autocorrelações são maiores do que dois desvios-padrão. Fora deste intervalo caem unicamente os coeficientes relativos aos primeiros três desfasamentos.

Conjuntamente, a inspecção gráfica da série taxa de desemprego e da respectiva FAC indiciam a estacionaridade da série taxa de desemprego. No primeiro gráfico é visível que períodos de aumento do desemprego foram seguidos da sua diminuição, não havendo uma tendência de crescimento alimentado da taxa de desemprego. É também claro o grande aumento do desemprego em meados da década de 70, o qual foi sentido na maioria dos países industrializados na sequência do 1º choque petrolífero. Em Portugal, a esta causa junta-se a instabilidade económica que caracterizou o pós Revolução de Abril de 74, com o regresso de milhares de pessoas das antigas colónias. Por seu lado, o rápido decaimento da FAC para zero é mais um elemento a apontar para a estacionaridade da taxa de desemprego portuguesa no período analisado. No entanto, dada a reduzida dimensão da amostra ($N = 45$) tal conclusão não é

definitiva. Impõe-se a necessidade de realizar testes formais à estacionaridade da variável, ou seja, testes à presença de uma raiz unitária³⁹.

No presente contexto, os testes de raiz unitária têm como finalidade verificar se a taxa de desemprego é $I(0)$, caso em que, por definição, será estacionária em tendência e, logo, os efeitos de uma inovação sofrida pela variável vão-se desvanecendo com a passagem do tempo. Findo este processo, a taxa de desemprego voltará para o seu valor de equilíbrio no longo prazo. A NAIRU é vista, assim, como o valor médio constante em torno do qual a taxa de desemprego é estacionária. Se, pelo contrário, a taxa de desemprego seguir um processo com raiz unitária, não existe dinâmica intrínseca em tal processo de convergência para uma NAIRU de longo prazo, pelo que choques macroeconómicos temporários afectarão permanentemente o seu nível.

Testes de Raiz Unitária de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron

Aplicamos à variável taxa de desemprego os testes de raiz unitária convencionais – ADF e PP – para obter evidência mais formal sobre a caracterização da não estacionaridade da série. Para isso, usamos as expressões adequadas para o caso da inclusão de uma constante e sem *trend* temporal, pois é tido como um facto estilizado que a taxa de desemprego é uma variável sem tendência. Graficamente também se constata que esta variável não exhibe uma tendência de crescimento ao longo do tempo. Ou seja, a taxa de desemprego no longo prazo flutua em torno de uma constante, a qual é, implicitamente, assumida como a NAIRU de longo prazo.

Uma questão prévia à realização dos testes de raiz unitária prende-se com a frequência amostral a considerar: anual ou trimestral? As séries trimestrais da taxa de desemprego estão disponíveis desde o 2º trimestre de 1983, enquanto que para a frequência anual dispnhamos de observações desde 1954. Apesar de termos mais observações trimestrais (63) do que na frequência trimestral (45), optamos por avaliar a presença de uma raiz unitária na taxa de desemprego portuguesa usando dados anuais. Isto porque, de acordo com CAMPBELL e PERRON (1991: 153), a potência dos testes de raiz unitária depende mais do número de anos incluídos na amostra (*span* da amostra) do que do número de observações⁴⁰.

Tendo em conta uma possível alteração positiva da média da série da taxa de desemprego em 1974, claramente visível na representação gráfica da série, entendemos ser

³⁹ A literatura e os procedimentos dos testes de raiz unitária foram revistos na secção 3.3 e no apêndice 1 ao capítulo anterior, respectivamente.

⁴⁰ A informação estatística relativa à série anual taxa de desemprego é dada no anexo I.2. Aí são referidas as alterações metodológicas e aperfeiçoamentos introduzidas pelo INE no “Inquérito ao Emprego” em 1992 e 1998. Tais alterações podem explicar, pelo menos em parte, as quebras observadas graficamente na série temporal da taxa de desemprego nesses períodos. As modificações consideradas no 1º trimestre de 1998 foram significativas pois, para além dos aspectos metodológicos do inquérito, também o âmbito geográfico da série foi alargado ao Território Nacional (a série antiga dizia respeito apenas ao Continente). Tendo tal facto em atenção, todo o trabalho econométrico referente aos testes de raiz unitária foi conduzido, em alternativa, para o período 1954-1997. Contudo, como os resultados obtidos considerando as duas amostras foram idênticos, gerando conclusões qualitativamente iguais, optamos por apresentar apenas os valores das estimações para todo o período.

adequado estudar a existência de uma raiz unitária usando os dados de todo o período amostral e também em duas subamostras, até 1974 e no pós-74.

No anexo I a este capítulo (em I.8. “Testes de Raiz Unitária”, no quadro I.7) são apresentados, de forma sintética, os resultados da aplicação dos testes ADF e de PP à taxa de desemprego portuguesa.

Os resultados obtidos apontam para a não rejeição da hipótese da existência de, pelo menos, uma raiz unitária na taxa de desemprego entre 1954-1998, ou seja, que esta se comporta como uma variável *random walk* com *drift* o que, no contexto da presente análise, deve ser tomado como evidência contra a verificação de uma NAIRU na economia portuguesa. A conclusão mantém-se para os subperíodos antes e pós 74.

Tal resultado, a não estacionaridade, coloca-nos também perante a hipótese de verificação de efeitos de histerese da taxa de desemprego portuguesa, ou seja, não existir uma NAIRU única no longo prazo para a qual tenda a convergir a taxa de desemprego⁴¹.

Contudo, devem registar-se aqui algumas notas: (1^a) para todo o período amostral, o coeficiente estimado da raiz unitária está muito próximo da unidade (0,93 - 0,95); (2^a) as estimativas deste coeficiente baixam significativamente nas duas subamostras, sendo superiores no período pós 74; e, (3^a) os testes são efectuados com poucos graus de liberdade para os períodos antes e pós-74.

Considerando, adicionalmente, outros factores como a evidência favorável à estacionaridade encontrada na maioria dos estudos empíricos, a análise gráfica e o comportamento da FAC da série da taxa de desemprego portuguesa, somos levados a questionar se não estamos perante o problema levantado por PERRON (1989), e explorado nos seus vários trabalhos, de uma quebra estrutural no intercepto da série⁴². Relembrando o exposto no capítulo anterior, o autor provou, entre outras coisas, que quando existem quebras na média e/ou inclinação da séries os testes de raiz unitária tendem a identificar raízes unitárias onde elas não existem. A plausibilidade de tal possibilidade motivou a análise que se segue.

Testes de Raiz Unitária de Perron

Relativamente à escolha do modelo a usar na aplicação dos testes de raiz unitária com quebra estrutural na média, “*Additive Outlier*” (AO) ou “*Inovational Outlier*” (IO), dado que não

⁴¹ De facto, os testes de raiz unitária têm sido vastamente usados para explorar a existência de efeitos histerese na taxa de desemprego. Veja-se, a propósito, a definição dada em BLANCHARD e KATZ (1997: 68) quando refere que “Formalmente, o termo “hysteresis” deve ser usado apenas no caso da taxa natural de desemprego ser verdadeiramente dependente, de forma que o processo das séries temporais da taxa de desemprego contenham uma raiz unitária”.

⁴² No seu trabalho de 1989, Perron excluiu da análise a série taxa de desemprego americana para a qual tinha a firme convicção da sua estacionaridade, o que assumiu aprioristicamente sem qualquer teste adicional.

existe um procedimento formal para essa selecção, seguimos a sugestão de Perron e optamos por testar a série taxa de desemprego para os dois tipos de modelos, AO e IO.

É de lembrar que o procedimento para o modelo AO consiste, num primeiro passo, na regressão por OLS da equação seguinte de forma a estimar e remover a componente determinística da série y_t , obtendo as respectivas componentes residuais $\tilde{y}_t$:

$$(4.3) \quad y_t = \mu + \theta DU_t + \tilde{y}_t$$

O segundo passo, traduz-se numa autoregressão de $\tilde{y}_t$ para obter a estatística t de α :

$$(4.4) \quad \tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^k d_j D(T_b)_{t-j} + \sum_{i=1}^k a_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t$$

Quanto ao modelo IO, basta efectuar a regressão por OLS da seguinte expressão:

$$(4.5) \quad y_t = \mu + \theta DU_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

As variáveis *dummy* que aparecem nas equações (4.3)-(4.5) assumem os seguintes valores: $DU_t = 1$ e se $t > T_b$ e $DU_t = 0$ se $t \leq T_b$; $D(T_b)_t = 1$ se $t = T_b + 1$ e $D(T_b)_t = 0$ noutros casos. A estatística de interesse, em ambos os modelos, AO e IO, é o rácio t sob a $H_0: \alpha = 1$.

Começamos por investigar a hipótese de raiz unitária na taxa de desemprego sob a suposição de que a série é estacionária excepto para uma alteração na média em 1974 (que aparece a maior e mais súbita quando comparada com as restantes variações ocorridas no resto do período amostral). Seguimos a abordagem de PERRON (1990), com a correcção em PERRON e VOGELSSANG (1992a), para séries sem tendência e quebra estrutural na média em data conhecida.

Os resultados obtidos da aplicação dos testes de raiz unitária de Perron com quebra estrutural em data conhecida constam do anexo I.8 a este capítulo (no quadro I.8. “Teste de Perron com quebra na média da taxa de desemprego em 1974”). Confrontados os valores assumidos pela estatística $t_{(\alpha=1)}$ (-2,999 e -4,1145 para os modelos AO e IO, respectivamente) com os respectivos valores críticos dados em PERRON (1990: 158), para um valor de $\lambda = 0,5$, a hipótese de raiz unitária apenas pode ser rejeitada para o modelo IO, ou seja, aceita-se a alternativa de que a série taxa de desemprego sofreu no ano de 1974 uma alteração positiva na sua média, a qual não estabilizou imediatamente nesse ano⁴³.

Este resultado é contrário ao obtido em PEREIRA (1998), o qual também investigou a possibilidade da existência de uma quebra estrutural no nível da taxa de desemprego portuguesa, a

⁴³ Recorde-se que λ corresponde ao rácio T_b/T , o qual é no nosso caso igual a $21/45 = 0,46(6)$. Nas tabelas de Perron o valor mais próximo é $\lambda = 0,5$, ao qual corresponde um valor crítico de -4,09, para um $T = 50$ e 1% de significância.

fim de testar a hipótese de existência de efeitos de histerese, no período 1963-1994. Os valores obtidos pela aplicação do teste de PERRON (1990), para uma quebra exógena em 1975, não permitiram que o autor rejeitasse estatisticamente a hipótese de raiz unitária na taxa de desemprego⁴⁴.

Tendo em conta as críticas levantadas aos testes de Perron pelo facto da data T_b não ser escolhida endogenamente pelos dados, resolvemos confrontar os resultados com os obtidos pela estimação das equações (4.3) a (4.5) supondo desconhecida a data da quebra na média da taxa de desemprego portuguesa. Para seleccionar T_b usamos os dois critérios de escolha propostos por PERRON e VOGELSANG (1992b) para variáveis sem tendência e construímos as estatísticas t_α respectivas, com a hipótese nula subjacente de existência de uma raiz unitária ($\alpha=1$):

- Estatística $t_\alpha (i, T_b(t_\alpha), k(t))$, $i = AO, IO$, em que T_b é escolhida, entre todas as datas possíveis de quebra (de 1954 a 1998), como o ano em que é mínima a estatística t para testar $\alpha = 1$ nas regressões (4.4) e (4.5), para os modelos AO e IO, respectivamente.
- Estatística $t_\alpha (i, T_b(t_\theta), k(t))$, $i = AO, IO$, em que T_b é escolhida, entre todos os períodos possíveis de quebra, como aquele em que é máxima a estatística t para testar ($\theta = 0$) nas regressões (4.3) e (4.5), para os modelos AO e IO, por esta ordem.

Para a escolha do número de defasamentos (k) a inserir nas equações subjacentes à estimação dos modelos AO e IO, optamos pelo procedimento preferido e defendido como o melhor por Perron, baseado na significância do teste t com uma distribuição normal assintótica, a um nível de significância de 10%, sobre o último *lag* das primeiras diferenças da série (Δy) no modelo IO e da sua componente residual ($\Delta \tilde{y}$) no modelo AO, e tendo como ponto de partida um k máximo de 11 *lags*. O k seleccionado por este processo aparece designado como $k(t)$ no quadro 4.8, o qual contém um resumo das estimativas obtidas da aplicação do teste de Perron à ocorrência de uma quebra estrutural na média da taxa de desemprego portuguesa, em data determinada endogenamente pelos dados.

⁴⁴ É de salientar, no entanto, que, para além da data presumida para T_b ser diferente da nossa, os testes foram efectuados para uma amostra de menor dimensão e não foi incorporada a correcção proposta em PERRON e VOGELSANG (1992a) para o modelo AO. Tais diferenças no procedimento do teste poderão, eventualmente, estar na origem da disparidade dos nossos resultados e os obtidos por PEREIRA (1998). Aliás, o autor não convencido com estes, cruzou a evidência obtida com os testes de raiz unitária e a resultante da estimação de uma equação de salários, a qual não validou a hipótese de raiz unitária na taxa de desemprego, embora indicasse a existência de efeitos de alguma persistência, ou histerese parcial, no comportamento da NAIRU portuguesa.

Quadro 4.8

Teste de Perron com quebra endógena na média da taxa de desemprego

	Critério	T_b	$k(t)$	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\alpha}$	$t_{\alpha}(i, T_b, k(t))$
Modelo AO	$T_b(t_{\hat{\alpha}})$	1977	1	0,0307 (12,57)	0,0427 (11,93)		0,5870 (4,69)	-3,301
	$T_b(t_{\hat{\theta}})$	1975	11	0,0445 (13,12)	0,0445 (14,99)		-0,1160 (-0,246)	-2,368
Modelo IO	$T_b(t_{\hat{\alpha}})$	1974	1	0,0079 (3,30)	0,0136 (3,65)	0,0000 (0,00)	0,6946 (9,55)	-4,145
	$T_b(t_{\hat{\theta}})$	1974	1	0,0079 (3,30)	0,0136 (3,65)	0,0000 (0,00)	0,6946 (9,55)	-4,145*

Entre parênteses figuram os testes t para a hipótese nula dos coeficientes em questão serem iguais a zero.

* Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 10%

Em relação às datas de quebra escolhidos pelos vários procedimentos, 1974 mantém-se como a mais plausível pois, mais uma vez, se verifica que os testes apenas rejeitam a hipótese de uma raiz unitária na taxa de desemprego no caso do modelo IO e pelo critério $t_{\alpha}(IO, T_b(t_{\hat{\theta}}), k(t))$, para um nível de significância de 10%⁴⁵. No entanto, é de referir que o valor obtido pelo outro critério para a estatística $t_{\alpha}(IO, T_b(t_{\hat{\alpha}}), k(t))$ está extremamente próximo do seu valor crítico assintótico a 10%, tabelado como -4,19. Considerando a conclusão de PERRON e VOGELSANG (1992b) de que a estatística $t_{\alpha}(i, T_b(t_{\hat{\theta}}), k(t))$ é mais potente do que $t_{\alpha}(i, T_b(t_{\hat{\alpha}}), k(t))$, $i = AO, IO$, somos levados a concluir que existe evidência favorável à ocorrência de uma quebra na média da taxa de desemprego portuguesa em 1974.

Também na análise efectuada por CRUZ e LOPES (1999) da evidência relativa à ocorrência de uma quebra estrutural numa data determinada endogenamente para um conjunto de séries macroeconómicas portuguesas, se concluiu liminarmente pela rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária na série da taxa de desemprego portuguesa, entre 1953-1996⁴⁶. Tal conclusão foi suportada pelos resultados obtidos nos quatro testes efectuados à série, para um nível de significância de 1%. Perante as várias datas escolhidas pelos vários procedimentos – 1972 no modelo IO, pelos dois critérios; 1971 pelo critério $t_{\hat{\alpha}}(AO, T_b(t_{\hat{\alpha}}), k(t))$; e 1975 pela estatística $t_{\hat{\alpha}}(i, T_b(t_{\hat{\theta}}), k(t))$ – os autores optaram por 1975 visto ser a mais facilmente justificável.

⁴⁵ Os valores das estatísticas $t_{\hat{\alpha}}(i, T_b(t_{\hat{\alpha}}), k(t))$ e $t_{\hat{\alpha}}(i, T_b(t_{\hat{\theta}}), k(t))$, $i = AO, IO$, foram confrontados com os respectivos valores críticos tabelados em PERRON e VOGELSANG (1992b: 306-308), para um tamanho amostral de 50 observações.

⁴⁶ Além da taxa de desemprego, os autores procuraram evidência para a presença de raízes unitárias autoregressivas para mais 14 séries macroeconómicas portuguesas, para uma amostra com dados anuais num período de início variável entre 1943 e 1953 e a terminar em 1996. Os testes realizados permitindo uma ou duas quebras na função tendência das séries conduziram, globalmente, a resultados mistos embora com algum predomínio da hipótese das séries serem estacionárias nas diferenças. Aliás, dentro do grupo de 15 variáveis analisadas, a taxa de desemprego foi aquela para a qual a evidência encontrada foi muito forte no sentido de esta se tratar da realização de um processo estacionário na tendência, sendo os resultados menos claros para as restantes variáveis. Adicionalmente, a hipótese de uma única alteração na média da taxa de desemprego saiu reforçada com a realização dos mesmos testes mas permitindo duas quebras na estrutura da taxa de desemprego.

Mais recentemente, DUARTE e ANDRADE (2000) concluíram, pelo contrário, pela presença de histerese na taxa de desemprego, no sentido forte, para a economia portuguesa, isto é, de que esta série apresentava, indiscutivelmente, uma raiz unitária⁴⁷. Os autores ensaiaram vários testes de raiz unitária sobre as séries “emprego”, “desemprego” e “taxa de desemprego”, com particular incidência nesta última, para diferentes periodicidades dos dados (mensal, trimestral, semestral e anual)⁴⁸. Centrando-nos aqui na evidência relativa a esta e, mais concretamente, à aplicação do teste de Perron à existência de uma quebra estrutural na série anual (1953-1993), constatamos que as diferenças nos resultados (nos nossos e nos obtidos por Cruz e Lopes) podem estar relacionadas, para além da diferente periodicidade dos dados, nos modelos de Perron usados. Sem entrarem em grandes detalhes, Duarte e Andrade referem apenas que aplicaram os três modelos apresentados em PERRON (1997). Ora, como vimos, tais especificações apenas são adequadas para séries com tendência (o que não é, claramente, o caso da taxa de desemprego).

Resumindo o essencial dos resultados até agora diremos que, embora os testes ADF e de PP tenham indiciado a não estacionaridade da taxa de desemprego portuguesa, pesando um conjunto de outros factores como a falta de potência daqueles testes em pequenas amostras e em séries que estão próximas da raiz unitária, a representação gráfica da série e das suas autocorrelações estimadas e os resultados obtidos para os testes de quebra de estrutura de Perron, somos levados a concluir que a série é melhor caracterizada como estacionária em torno de uma tendência determinística com uma única quebra positiva na média. A evidência estatística aponta para o ano de 1974 como a data da ocorrência de tal quebra, a qual se afigura como bastante provável pois, pelas razões sobejamente conhecidas, assistiu-se então a um significativo agravamento do número de desempregados em Portugal.

Assumindo tal estacionaridade da taxa de desemprego, ou seja, a existência de uma tendência de aproximação a um valor de referência, podemos aferir a NAIRU pela equação de regressão subjacente à realização do teste ADF. Dados os resultados obtidos, a equação foi estimada para um *lag*, com 42 observações no período 1957-1998.

$$(4.6) \quad \Delta u_t = 0,00381 - 0,07427 u_{t-1} + 0,48923 \Delta u_{t-1}$$

(1,57) (-1,72) (3,29)

$$Q(10) = 5,190 \text{ (nível sig. = 0,878)}$$

$$F(2, 40) = 6,177 \text{ (nível sig. = 0,005)}$$

⁴⁷ Neste sentido, este é, segundo conhecemos a esta altura, o único estudo a concluir definitivamente, sem margem para dúvidas, pela verificação de histerese pura na taxa de desemprego, contrariando, assim, a evidência apresentada pelos muitos outros estudos que fortaleceram a opinião favorável à existência de uma NAIRU em Portugal. De notar que, a ser verdade, tal hipótese de histerese tem implicações importantes ao nível das fórmulas convencionais da curva de Phillips, da relação de Okun e da verificação de uma taxa natural de desemprego para a economia portuguesa.

⁴⁸ Cujos períodos de abrangência respeitavam a: mensal: 1983:1-1998:12; trimestral: 1974:1-1998:4, semestral: 1974:1-1998:2; anual: 1953-1993. Os resultados da aplicação dos vários testes apontaram que o desemprego e a respectiva taxa não eram I(0) enquanto que, pelo contrário, o emprego total e por conta de outrem o eram.

Em 4.6 e nas equações que se seguem, os valores entre parênteses traduzem as estatísticas t associadas aos respectivos parâmetros estimados⁴⁹.

A NAIRU corresponde, neste contexto, à média da taxa de desemprego implícita na regressão (4.6) considerando nulos os valores da variação da taxa de desemprego e resolvendo em relação a u, o que resulta num valor de 5,13% ($u = 0,00381/0,07427$)⁵⁰.

Este valor situa-se no limite inferior do intervalo em que caem as estimativas encontradas nos vários estudos para a NAIRU portuguesa (entre 5% e 6%). Tal não é, contudo, de admirar se tivermos em atenção a análise acima efectuada, a qual permitiu detectar dois períodos em que a média da série foi diferente. No primeiro, até 1974, a média foi relativamente menor do que no período que se seguiu a 74. Acontece que os trabalhos referidos foram, na sua maioria, realizados para dados trimestrais que apenas abrangem o período pós 1983, em que a média da taxa de desemprego é mais elevada do que a verificada para todo o período.

Nesta altura, é de mencionar, em particular, o trabalho de BARBOSA *et al.* (1998) o qual também aplicou o teste de ADF para estimar a NAIRU portuguesa. Com observações entre 1986:2 e 1997:2, o teste ADF permitiu rejeitar confortavelmente (a 1% de significância) a hipótese nula da não estacionaridade na taxa de desemprego portuguesa e obter uma estimativa de 5,87% para a NAIRU.

Para nos ser possível uma comparação de resultados, realizamos também o teste ADF com a amostra com dados de frequência trimestral. Das várias estimações efectuadas, relativas aos valores de k seleccionados pelos vários critérios, retivemos a seguinte equação para 57 observações entre 1984:4 e 1998:4⁵¹:

$$(4.7) \quad \Delta u_t = 0,00669 - 0,11413 u_{t-1} - 0,22055 \Delta u_{t-1} - 0,01793 \Delta u_{t-2} + 0,16143 \Delta u_{t-3} + \\ (2,89) \quad (-3,19) \quad (-1,77) \quad (-0,17) \quad (1,50) \\ + 0,722412 \Delta u_{t-4} + 0,38861 \Delta u_{t-5} \\ (6,58) \quad (2,84)$$

$$Q(14) = 14,543 \text{ (nível sig.} = 0,41)$$

$$F(6, 50) = 8,502 \text{ (nível sig.} = 0,000)$$

⁴⁹ Como se verifica no quadro I.7, do anexo I.8, as estatísticas associadas à constante e à taxa de desemprego desfasada não são significativas pelas tabelas de distribuição de Dickey-Fuller. Contudo, como vimos, dado o coeficiente estar muito próximo da unidade não é certo que seja esta a distribuição adequada. Pela distribuição t de Student, os níveis de significância associados a estas estimativas são apenas de 12% e 9% respectivamente, o que não é muito reconfortante do ponto de vista econométrico.

⁵⁰ A regressão da equação 4.6 para a amostra a terminar em 1997, levou a um valor de 5,68%, o que faz pensar que as alterações introduzidas em 1998 no “Inquérito ao Emprego” são susceptíveis de ter influenciado a NAIRU no sentido da sua baixa.

⁵¹ O valor de k = 5 foi seleccionado pelos critérios AIC, BIC e “redução”.

As três estatísticas do teste ADF, τ_μ , $\tau_{\mu\mu}$ e Φ_1 , revelaram-se superiores aos respectivos valores críticos para um nível de significância não superior a 5%, gerando evidência estatística em favor da rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária.

De (4.7) resulta uma estimativa de 5,86% para a NAIRU⁵², sensivelmente idêntica à obtida no estudo mencionado de Barbosa *et al.* sobre “O Impacto do Euro na Economia Portuguesa”.

4.3.2.2.2. Relação de Okun

Dadas as limitações dos métodos univariados, os métodos bivariados são frequentemente usados para obter uma estimativa da NAIRU. Um deles assenta na estimação da relação de Okun, a qual sustenta que a taxa de desemprego estará a aumentar quando o produto estiver abaixo da sua tendência e vice-versa.

A representação gráfica da componente cíclica do PIBpm, extraída com a utilização do filtro *bandpass*, e da taxa de desemprego permite verificar que as fases de expansão económica corresponderam a descidas da taxa de desemprego, e vice-versa, donde se pode inferir por um carácter contracíclico da taxa de desemprego e da verificação da lei de Okun para a economia portuguesa.

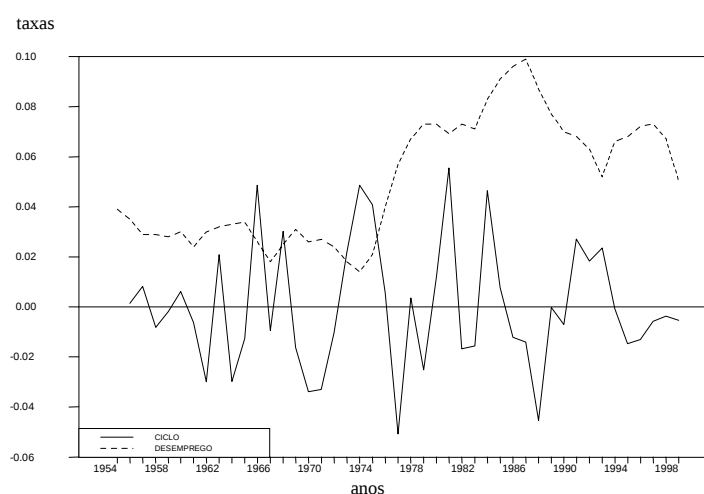


Figura 4.8 – Evolução da taxa de desemprego e do ciclo económico, 1955-1998

Como já referimos, também os vários estudos econométricos realizados para a economia portuguesa, como os recentemente elaborados por GASPAR e LUZ (1997) e BARBOSA *et*

⁵² A regressão de (4.7) para a amostra sem as 4 observações do ano de 1998, permitiu também considerar estatisticamente significativas τ_μ , $\tau_{\mu\mu}$ e Φ_1 , a 5%, e gerou uma estimativa de 6,07% da NAIRU. Donde, conciliando esta evidência com a na nota de rodapé nº 50, parece ser de concluir que as alterações introduzidas na série taxa de desemprego no 1º trimestre de 1998, por via da modificação dos critérios do INE, implicaram não só uma diminuição da taxa de desemprego como da NAIRU.

al. (1998), com dados trimestrais num período compreendido entre 1983 e 1997, encontraram uma relação robusta e estável entre as flutuações no desemprego e os desvios do produto face à sua tendência. A verificação da equação de Okun naquele período fundamentou a tese da estabilidade da taxa natural de desemprego portuguesa em torno de um valor calculado entre 5,5% e 6%.

Das várias estimações efectuadas, apresenta-se de seguida aquela que proporcionou o melhor ajustamento da relação entre a taxa de desemprego e o ciclo económico, medido pela componente cíclica do PIB real extraída com o filtro *bandpass*. Esta resultou da regressão da variação da taxa de desemprego (Δu_t) numa constante, na componente cíclica do PIB desfasada um período ($cpib_{t-1}$), na taxa de desemprego do período anterior (u_{t-1}) e nove termos desfasados da variação da componente cíclica do PIB ($\Delta cpib_{t-k}$, com $k=1,...,9$) de forma a obter resíduos sem autocorrelação.

$$\begin{aligned}
 (4.8) \quad \Delta u_t = & 0,00599 + 1,2344 cpib_{t-1} - 0,11822 u_{t-1} - 1,05375 \Delta cpib_{t-1} - 0,87844 \Delta cpib_{t-2} \\
 & (1,96) \quad (2,88) \quad (-2,16) \quad (-2,62) \quad (-2,38) \\
 & - 0,67740 \Delta cpib_{t-3} - 0,58213 \Delta cpib_{t-4} - 0,38025 \Delta cpib_{t-5} - 0,22073 \Delta cpib_{t-6} \\
 & (-2,05) \quad (-2,03) \quad (-1,67) \quad (-1,33) \\
 & - 0,18230 \Delta cpib_{t-7} - 0,17533 \Delta cpib_{t-8} - 0,12091 \Delta cpib_{t-9} \\
 & (-1,48) \quad (-2,07) \quad (-2,37)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0,70$$

$$\bar{R}^2 = 0,55$$

$$Q(8) = 4,87 \text{ (nível sig. = 0,77)}$$

$$F(11, 22) = 4,70 \text{ (nível sig. = 0,00)}$$

Considerando nulas as variações do desemprego e da componente cíclica do produto, obtém-se a taxa natural de desemprego implícita na relação de Okun estimada de 5,07%, um valor praticamente igual ao acima obtido pelo método univariado para a amostra na frequência anual (5,13%), mas abaixo dos resultados obtidos nos artigos já citados de Gaspar e Luz (6%) e Barbosa *et al.* (5,87%). Pensamos que, também aqui, uma das razões de tal diferença se prende com o facto dos períodos amostrais serem muito diferentes.

Comparando o comportamento efectivo da taxa de desemprego, u , com o valor estimado para a NAIRU, u^* , constatamos que até 1975 se verificou que $u < u^*$ e, a partir de então, $u > u^*$, com excepção do ano de 1998 em que a taxa de desemprego foi de 5%. No entanto, há que ter em atenção que o novo “Inquérito ao Emprego” do INE conduziu a uma quebra na série da taxa de desemprego entre 1997 e 1998, o que também pode ter influenciado o baixo valor encontrado para a NAIRU.

Aliás, tal efeito foi repetidamente salientado nos vários Boletins Económicos de 1999 e no Relatório e Contas de 1998, do Banco de Portugal⁵³, onde se afirmava que a consideração desta quebra na série permitia obter estimativas da taxa de desemprego para u^* compatíveis com a nova série da taxa de desemprego a partir de 1998 e situadas entre 4,5% e 5%. Estas resultam da subtracção da magnitude estimada da quebra na série (0,9 p.p. a 1 p.p.)⁵⁴ às estimativas da taxa natural de desemprego, obtidas com base na série de desemprego do anterior “Inquérito ao Emprego” do INE, as quais, como dissemos, caíam no intervalo 5,5%-6%.

A fim de verificarmos se, de facto, tal quebra fora responsável pela diminuição da taxa de desemprego natural implícita na relação de Okun, reestimamos (4.8) descontando da amostra o ano de 1998, para $k = 4$:

$$(4.9) \quad \Delta u_t = 0,00432 + 0,54206 \text{ cpib}_{t-1} - 0,07045 u_{t-1} - 0,41927 \Delta \text{cpib}_{t-1} - 0,31517 \Delta \text{cpib}_{t-2} \\ (1,98) \quad (4,99) \quad (-1,86) \quad (-5,06) \quad (-4,38) \\ - 0,15983 \Delta \text{cpib}_{t-3} - 0,10876 \Delta \text{cpib}_{t-4} \\ (-2,76) \quad (-2,49)$$

$$R^2 = 0,55$$

$$\bar{R}^2 = 0,45$$

$$Q(9) = 3,52 \text{ (nível sig.} = 0,94)$$

$$F(6, 31) = 6,14 \text{ (nível sig.} = 0,00)$$

Donde resulta uma estimativa da taxa natural de desemprego de 6,13%, superior à efectivamente verificada no ano de 1998, e que excede em cerca de 1 p.p. a u^* estimada para todo o período amostral (5,07%).

Os resultados obtidos indicam que existe um grau considerável de imprecisão nas estimativas obtidas para a magnitude da NAIRU, ficando bem patente a sua extrema sensibilidade a factores como a dimensão da amostra e a forma funcional usada para efectuar as regressões. Tal facto, como também é referido noutros estudos⁵⁵, limita a utilidade da NAIRU para propósitos de política macroeconómica.

⁵³ Nomeadamente, no Boletim Económico de Setembro de 1999, na pág. 6, referia-se que “O mercado de trabalho continua a exhibir uma forte relação com a evolução económica” e, em nota de pé dessa página, ressaltava-se que “O crescimento previsto do emprego continua a ser consistente com a Lei de Okun estimado pelo Banco de Portugal para a economia portuguesa, quando abstraída da quebra verificada no início de 1998”. Mais à frente, na pág. 21, reforçava-se que “...a evolução dos principais indicadores do comportamento do mercado de trabalho continua a espelhar uma forte sensibilidade, desfasada de alguns trimestres às variações cíclicas da actividade económica”.

⁵⁴ No entanto, salvaguardava-se que a alteração de regime económico conferia algum grau de incerteza à natureza de tal estimativa.

⁵⁵ Veja-se, especificamente, o trabalho de MARQUES e BOTAS (1997), o qual inclui uma síntese dos problemas envolvidos na estimação da NAIRU pelas diferentes famílias de procedimentos.

4.4. CONCLUSÕES E EXTENSÕES DA ANÁLISE

Apresentamos de seguida as principais conclusões da análise por nós efectuada ao ciclo económico português no período 1954-1998 e algumas das limitações de tal análise, as quais constituem, ao mesmo tempo, desenvolvimentos que seriam de interesse particular para um maior aprofundamento deste tema.

4.4.1. PRINCIPAIS CONCLUSÕES

Os resultados obtidos para o ciclo económico português são, em geral, consistentes com o conjunto de características e de factos estilizados identificados pela literatura. Em jeito de resumo sobre as regularidades empíricas observadas no comportamento cíclico das variáveis macroeconómicas portuguesas, no período analisado, destacamos as seguintes:

- As variáveis reais do mercado do produto exibiam um comportamento procíclico, sendo o consumo privado a que mostrava um padrão procíclico mais pronunciado e uma volatilidade mais aproximada à do produto.
- No mercado de trabalho, os movimentos cíclicos do emprego caminhavam no mesmo sentido dos do produto real, enquanto que os do desemprego e da respectiva taxa, contrariamente, actuavam em direcção oposta.
- No mercado monetário, as variáveis L e M2 flutuavam na mesma direcção do ciclo agregado havendo, contudo, diferenças em termos reais e nominais, sendo L e M2 reais mais fortemente procíclicas do que as respectivas contrapartes nominais. Por seu lado, M1 exibia fracos movimentos cíclicos.
- Os deflactores de preços (do consumo e do PIBpm) apresentaram-se mais nitidamente procíclicos do que as respectivas taxas de variação, as quais tinham movimentos (fracamente) procíclicos desfasados do ciclo económico um ano. No caso dos salários, as correlações baixas encontradas sugeriam um comportamento cíclico não muito definido, embora os salários reais tendessem para um comportamento ligeiramente a favor do ciclo, com desfasamento de dois períodos.
- As séries, em regra geral, mostravam baixos níveis de persistência, na medida em que o coeficiente de autocorrelação de 1ª ordem apenas ultrapassava 0,5 no caso dos deflactores de preços do consumo e do PIBpm.
- O emprego aparentou ser a variável menos volátil relativamente ao produto, enquanto que o desemprego apresentava a variabilidade cíclica mais elevada (cerca do quádruplo da do produto), seguido das importações, exportações e do investimento.

- As estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries macroeconómicas diferiam significativamente nos dois períodos em que se partiu a amostra total – 1955-1973 e 1975-1998 – sugerindo que os ciclos económicos foram distintos nos períodos antes e pós 1974.
- Em geral, a evidência econométrica não apontou para a existência de quaisquer efeitos previsionais, no sentido da causalidade de Granger, das várias variáveis macroeconómicas sobre o produto real e vice-versa, quando tomados os seus valores em logaritmos. O mesmo não acontecia quando considerados as primeiras diferenças das séries logaritmizadas. O investimento, o emprego, L e M2 foram as variáveis que se destacaram como tendo maior influência na previsão do crescimento económico enquanto que, por seu lado, os valores correntes e passados do produto influenciavam mais fortemente as alterações futuras do consumo privado, desemprego e respectiva taxa e M1 nominal.

Adicionalmente, olhando às regularidades empíricas apontadas na literatura quanto aos custos de processos desinflationistas e à existência de uma NAIRU estável no longo prazo, os resultados obtidos permitem concluir que:

- O rácio de sacrifício envolvido no processo desinflationista desenrolado na economia portuguesa desde meados da década de oitenta atingiu um valor médio de, aproximadamente, 0,3 p.p./ano quando o *trend* foi extraído com o filtro *bandpass*, e à volta de 0,6 p.p./ano quando usado o filtro de Hodrick-Prescott.
- A análise gráfica da série e da sua FAC estimada e a realização de testes de Perron indicaram a existência de uma taxa de desemprego estacionária com uma quebra estrutural na sua média em 1974. A evidência apontou para a escolha do modelo IO, pelo que se conclui que a alteração no nível da série não foi súbita mas antes ocorreu de forma gradual.
- As estimativas da NAIRU variaram num intervalo entre 5,1% e 6,1%, conforme o processo usado para a sua determinação, período amostral e a frequência dos dados. Para todo o período amostral, numa base anual, a realização de um teste ADF levou a um valor de 5,13%, enquanto que 5,07% foi a estimativa da NAIRU implícita na regressão de uma equação de Okun. Tomando a amostra apenas até 1997 (de forma a excluir as alterações metodológicas no “Inquérito ao Emprego” do INE em 1998), os dois processos referidos no parágrafo anterior conduziram a taxas de 5,68% e de 6,13%, respectivamente. O uso de dados trimestrais permitiu estimar uma NAIRU de 5,68% e de 6,07% para observações nos períodos 1984:4-1998:4 e 1984:4-1997:4, por esta ordem.

4.4.2. EXTENSÕES DA ANÁLISE

É sabido que as economias dos vários países estão ligadas através de transacções de vários bens e serviços, mercados financeiros ou de tecnologia. Por esta, e outras razões, as suas componentes cíclicas podem ter co-movimentos comuns. A identificação de simetrias e assimetrias nas flutuações económicas dentro dos diferentes países e, em particular, naqueles que constituem a UE, é um tema interessante dado que o desenho das instituições e políticas europeias depende crucialmente da uniformidade de tais características fundamentais das economias em questão. Como tal, este assunto tem suscitado a atenção de vários estudos na área da Economia Monetária Internacional.

A limitação principal da análise acima efectuada (e, simultaneamente, uma das possíveis extensões da mesma) é, então, não se ter procedido à comparação com as regularidades empíricas evidenciadas por outros países e, nomeadamente, pelos parceiros de Portugal na UE. Embora não cabendo aqui efectuar tal abordagem comparativa, não podemos, contudo, deixar de apresentar os resultados de alguns estudos empíricos mais relevantes sobre o tema e de extrair algumas conclusões que nos pareceram mais pertinentes para a problemática definida para a nossa tese de doutoramento.

Em geral, os estudos existentes envolvendo o confronto entre as flutuações macroeconómicas portuguesas e as de outros países, como o de CORREIA *et al.* (1992) e o de BARBOSA *et al.* (1998: 161-167), concluíram pela presença de uma maior variabilidade nas flutuações cíclicas em Portugal, considerando-a um traço característico do comportamento passado da economia portuguesa.

O quadro 4.9, adaptado do estudo “Impacto do Euro na Economia Portuguesa”, confronta a taxa média de crescimento tendencial do PIB (μ) e a variabilidade do ciclo económico, isto é, o desvio da produção real em relação à tendência (σ), obtidos com o filtro HP ($\lambda=100$), entre Portugal e a Europa dos 15 em três subperíodos.

Crescimento e Variabilidade do ciclo português e europeu				
	Portugal		Europa	
	μ	σ	μ	σ
1965-1974	5,5	4,0	4,1	1,5
1975-1984	3,9	3,3	2,3	1,4
1985-1994	3,8	4,2	2,1	1,6

Fonte: Adaptado de BARBOSA *et al.* (1998: 163), Quadro 3.V

Verifica-se que, ao longo das três décadas consideradas, Portugal experimentou um crescimento mais elevado e uma variabilidade mais acentuada nas flutuações macroeconómicas do que o conjunto dos países da UE. Esta conclusão é, igualmente, extraída no “Relatório do Conselho de Administração”, de 1998 (caixa “O Ciclo da Economia Portuguesa – 1953-1995”),

mas realça-se que isso se verificou apenas até meados da década de 80; da inclusão de anos mais recentes na amostra, resultam ciclos de volatilidade idêntica à dos restantes países europeus. Tal sucedeu, aparentemente, não porque a variabilidade do ciclo português tenha aumentado, mas devido a um grande aumento da volatilidade do ciclo nos restantes países desenvolvidos.

No mesmo sentido, também da comparação efectuada por CHRISTODOULAKIS *et al.* (1995), quanto às regularidades e idiosincrasias dos ciclos económicos no espaço da UE a 12 países desde início da década de sessenta, resultou evidência a favor de consideráveis semelhanças no percurso daqueles, não obstante as diferenças ao nível da evolução das políticas monetárias e fiscais. Tal resultado foi tomado como sugestivo de que o tipo de choques e os mecanismos de propagação destes era muito semelhante entre os países da UE e, daí, a conclusão de que um processo pleno de integração europeia sob um conjunto de instituições e políticas uniformes (a UEM) não traria problemas quanto ao ciclo económico.

Outra característica de interesse é o andamento relativo entre o ciclo português e o ciclo médio da comunidade. No citado estudo de Barbosa *et al.*, a análise da correlação contemporânea entre o ciclo português e o da UE dos 15 (veja-se quadro 3.VII, pág. 167), denotou um apreciável grau de associação entre Portugal e a Europa (correlação de cerca de 74%), exibindo uma ligação mais estreita com os ciclos francês (78%), belga (74%), austríaco (70%) e alemão (62%).

Existem duas outras direcções desejáveis para o alargamento e aprofundamento da análise efectuada neste capítulo, as quais, como estão relacionadas com a nossa relativamente recente experiência de país membro da UE, estão dependentes da disponibilidade de dados (qualitativa e quantitativamente) para as séries macroeconómicas portuguesas.

A primeira extensão tem a ver com a importância do que se acabou de descobrir sobre o comportamento das taxas de inflação e de desemprego no passado recente e sua relação com o ciclo económico. Colocam-se, especificamente, as questões de saber se, no futuro, o mercado de trabalho português se irá rigidificar e se virá a desenvolver-se uma maior persistência na taxa de desemprego, conforme os relatórios da OCDE e da Comissão Europeia prevêem venha a acontecer.

O outro tema está relacionado com a evidência empírica obtida para as relações de causalidade de Granger e as implicações sobre estas da nossa adesão à zona Euro em Janeiro de 1999. Uma desvantagem muito documentada deste tipo de abordagem da causalidade é a sua susceptibilidade à crítica de LUCAS (1976), ou seja, neste contexto específico, que a formação da UEM possa apagar a maioria do conteúdo informativo nos dados históricos. Põe-se, então, o problema de saber se as relações de causalidade encontradas na análise efectuada aos dados portugueses será de alguma utilidade no novo enquadramento da política monetária e cambial, particularmente no que se refere às relações entre os agregados monetários e o produto. O facto de muitos países da UE não parecerem exibir um ajustamento muito rápido a alterações estruturais leva a crer que, e partilhando a opinião de HAYO (1998), pelo menos durante os primeiros tempos, os velhos percursos nacionais continuem a ser importantes. Contudo, apenas no futuro será

possível, após ter uma boa amostra, alargar a nossa investigação ao estudo da influência efectiva da UEM nas relações de causalidade estimadas entre os agregados.

Uma outra extensão importante do estudo realizado neste capítulo é a procura de explicações para algumas das regularidades empíricas descobertas. Esse é um dos objectivos que nos propomos concretizar no capítulo 6, tentando isolar nessa explicação o papel da rigidez dos preços e salários. Para tal, vamos aplicar uma técnica econométrica recente, a SVAR, cujos principais desenvolvimentos passamos a expor, de seguida, no 5º capítulo.

CAPÍTULO 5

DESCRIÇÃO DA TÉCNICA DOS VECTORES AUTOREGRESSIVOS ESTRUTURAIS

5.1. INTRODUÇÃO

No início dos anos oitenta, o trabalho pioneiro de SIMS (1980) introduziu uma profunda mudança no estudo quantitativo dos ciclos económicos ao nível metodológico, ao ser o precursor da utilização da abordagem dos vectores autoregressivos (VAR) e da demonstração da sua utilidade na análise empírica das relações multivariadas entre variáveis, na previsão e na quantificação dos efeitos de política económica.

Assim, mais intensamente desde inícios da década de oitenta, os modelos com muitas equações comportamentais, a muitas variáveis, foram colocados de lado na investigação académica, sendo a maioria da investigação dos ciclos económicos efectuada no contexto de pequenos modelos VAR, com um número reduzido de equações, a estabelecer a relação entre uns poucos agregados macroeconómicos com os seus valores desfasados e também valores desfasados de outros agregados económicos. O resíduo em cada equação é identificado como o impulso económico ou inovação (choques não esperados sobre as variáveis do modelo), enquanto que os mecanismos de propagação são dados pelos valores dos coeficientes desfasados associados às variáveis endógenas.

Em relação ao uso de métodos econométricos, duas forças opostas emergiram conduzidas por Lucas e Sims. A crítica de LUCAS (1976) minou o uso de modelos econométricos (grandes ou pequenos) para efeitos de experimentação de política, na medida em que considerava que não se podia presumir que o sector privado iria permanecer inactivo face a alterações arbitrárias nos parâmetros de política. No outro lado, a crítica de SIMS (1980) condenou as restrições de exclusão assumidas na especificação de equações estruturais de modelos econométricos de grande dimensão usados, até então, na investigação empírica das flutuações macroeconómicas. O autor argumentou que as restrições de identificação eram “incríveis”, pois tão somente procediam à exclusão arbitrária de *lags* de outras variáveis endógenas, as quais poderiam ser de grande importância numa estrutura dinâmica. A sua crença era que, virtualmente, todas as variáveis podiam ser endógenas numa economia de equilíbrio geral dinâmico com agentes com comportamento *forward-looking*. Como resultado, desde os anos setenta que tem havido pouca confiança nos resultados dos grande modelos econométricos estruturais, particularmente para fins de análise de política, e que se verifica um desviar da

atenção dos mecanismos de propagação dos impulsos para as suas fontes (estudo e decomposição dos choques).

A técnica VAR tornou-se crescentemente popular na análise dos ciclos económicos. As aplicações dos VAR's foram sistematizadas por COOLEY e LEROY (1985: 286-289) como tendo lugar no domínio da previsão, dos testes de causalidade, dos testes às proposições centrais das teorias macroeconómicas, da procura de hipóteses, da caracterização dos dados, do cálculo de inovações, da análise das respostas-impulso e dos efeitos de políticas. Tais peças de evidência empírica permitem esclarecer alguns dos problemas macroeconómicos mais frequentemente colocados no âmbito dos ciclos económicos: (1) com que atraso (rapidez) se manifestam os efeitos de perturbações numa variáveis sobre outras variáveis; (2) quão duradouros são os estímulos reais resultantes de alterações nominais; e, (3) qual a rapidez de propagação dos choques.

Possivelmente, uma das razões que levou à rápida aceitação da abordagem VAR entre a comunidade de macroeconometristas foi a incapacidade dos investigadores concordarem sobre o modelo estrutural correcto da economia. De facto, uma das vantagens desta modelização é captar as características económicas dinâmicas mais importantes sem impor restrições teóricas à partida sobre o modelo estrutural¹. Daí a sua designação como modelo VAR “não estrutural”, “não restringido” ou “ateórico”. Por outro lado, o facto dos VAR's situarem os seus testes para choques nas variáveis ocorridos dentro de um determinado período amostral histórico torna-os relativamente imunes à crítica de Lucas.

O principal problema conceptual no uso dos VAR's não estruturais está relacionado com a interpretação da correlação entre os termos de erro e, logo, entre as variáveis observáveis. A abordagem dos vectores autoregressivos estruturais (SVAR), desenvolvida a partir de meados da década de oitenta, constitui uma tentativa de dar uma solução a este problema baseando-se na imposição de um conjunto de restrições para a identificação das perturbações estruturais do sistema. Assim, os SVAR's consistem numa técnica de transformar um modelo VAR tradicional num outro modelo (estrutural) em que as perturbações não são correlacionadas contemporaneamente, com a característica principal de tal modificação ser efectuada tomando as relações contemporâneas entre as diversas variáveis.

Neste capítulo apresentamos os principais desenvolvimentos da econometria dos vectores autoregressivos. Começamos pelas origens, conceitos e definições básicas da análise VAR. De seguida apresentamos a estrutura metodológica SVAR, realçando os temas da estimação e da identificação das perturbações estruturais do sistema através da imposição de restrições contemporâneas e/ou de longo prazo. Na quarta secção isolamos o tema da cointegração,

¹ Sims salientou que tal estrutura VAR só era “relativamente” não restringida, pois, desde logo, a estrutura de desfaseamentos que é decidida pelo investigador impõe, à partida, restrições sobre os parâmetros a estimar, as quais podem ter alguma influência nas dinâmicas que surgem das expectativas, custos de ajustamento e dinâmicas das perturbações subjacentes. Ao usar a terminologia “VAR não restringido”, Sims estava a referir-se, especificamente, à não inclusão de restrições baseadas em conhecimento apriorístico.

mostrando a sua relevância no contexto dos SVAR's. Discutimos, com algum pormenor, os problemas da inferência estatística e da modelização de sistemas SVAR com variáveis cointegradas. Finalizamos o capítulo com um esquema-resumo dos passos a dar para uma adequada modelização de sistemas SVAR.

5.2. VECTORES AUTOREGRESSIVOS NÃO ESTRUTURAIS

Nesta secção apresentamos, sumariamente, a técnica dos VAR's tradicionais. Começamos pela introdução do conceito, passando, de seguida, à exposição das ferramentas empregues na análise VAR, após o que concluiremos com uma síntese das críticas, ou limitações, mais frequentemente apontadas a esta abordagem. Estas últimas, como veremos, são de utilidade no entendimento da formulação dos modelos SVAR, sobre os quais nos debruçaremos, com algum detalhe, na secção seguinte.

5.2.1. FERRAMENTAS DE ANÁLISE

Em termos de análise, a técnica dos VAR fornece-nos várias informações adicionais relativamente à abordagem econométrica tradicional, destacando-se como as mais "enriquecedoras": (1) a simulação do impulso sofrido pelas variáveis endógenas, quando submetidas a choques exógenos; (2) a decomposição da variância do erro de previsão das variáveis endógenas; e, (3) a estatística F, que na técnica VAR assume um significado muito particular: testar a exogeneidade do conjunto de equações, no sentido de verificar se os valores desfasados das outras variáveis dependentes entram numa dada equação significativamente. Este conjunto de instrumentos tem-se revelado muito útil na investigação empírica, permitindo, através de uma variedade de aplicações, obter respostas para questões macroeconómicas fulcrais².

Em geral, um sistema VAR pode ser representado, em notação matricial, como se segue:

$$(5.1) \quad Y_t = \sum_{i=1}^k H_i Y_{t-i} + W X_t + c + d t + U_t$$

Onde Y_t é um vector de $(n \times 1)$ variáveis endógenas estacionárias consideradas relevantes, X_t é um vector de $(n \times 1)$ variáveis exógenas, c é um vector de $(n \times 1)$ constantes, t é um

² Um bom artigo de revisão bibliográfica sobre a literatura VAR é o oferecido por KEATING (1990: 459-462), onde se incluem aspectos como o da evolução, vantagens e críticas a que tal abordagem tem estado sujeita. Para uma exposição clara e exemplificação da utilidade da técnica VAR no domínio da análise das séries temporais veja-se ENDERS (1995: 294-320).

vector $(n \times 1)$ relativo à *trend* temporal, e U_t é um vector de $(n \times 1)$ termos aleatórios, com distribuição multivariada normal independente com média nula e com uma matriz de variâncias/covariâncias igual a Ω . Os parâmetros a estimar são os incluídos nos vectores W , c e d , de dimensão $(n \times 1)$, e na matriz H_i , $(n \times n)$, com $i = 1, \dots, k$, sendo k o número de variáveis desfasadas incluídas como regressores.

5.2.1.1. FUNÇÕES RESPOSTA-IMPULSO

Na análise VAR, as representações média móvel (MA – *Moving Average*), cujo uso pioneiro na macroeconomia também se deve a SIMS (1980), fornecem um meio mais conveniente de olhar os mecanismos de propagação dos impulsos na economia, pois permitem traçar o caminho temporal dos vários choques sobre as variáveis contidas no sistema. Estas representações podem ser derivadas directamente das equações VAR e fornecem as equações necessárias para obter as respostas-impulso e as decomposições da variância do erro de previsão.

Para obter a representação de MA de um VAR (MAVAR) é necessário proceder à substituição sucessiva dos Y 's desfasados em (5.1). Para efeitos de demonstração, consideremos um VAR da forma seguinte, onde as variáveis exógenas e as componentes determinísticas (como *trends* ou constantes) foram omitidas para simplificação da exposição:

$$(5.2) \quad Y_t = H(L)Y_{t-1} + U_t$$

Da aplicação de álgebra simples sobre (5.2) resulta:

$$(5.3) \quad A(L)Y_t = U_t$$

$$A(L) = [(I - H(L)L)] = I - H_1L - H_2L^2 - \dots - H_kL^k$$

Multiplicando ambos os lados de (5.3) pela inversa de $A(L)$ obtém-se a representação MAVAR de Y^3 :

$$(5.4) \quad Y_t = A(L)^{-1} U_t$$

A qual é, simultaneamente, a sua função resposta-impulso na forma:

$$(5.5) \quad Y_t = C(L) U_t ; \quad C(L) = A(L)^{-1} ; C_0 = I$$

³ Supõe-se que o determinante do polinómio de desfasamentos $|A(L)|$ tem todas as raízes fora do círculo unitário. Tal condição coloca de lado as representações não fundamentais enfatizadas por LIPPI e REICHLIN (1993), de que falaremos mais à frente, na sua crítica à decomposição de BLANCHARD e QUAH (1989).

Dado que $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$, pode-se reescrever (5.5) mais convenientemente como:

$$(5.6) \quad Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i U_{t-i}$$

Mais intuitivamente, as matrizes C 's podem ser vistas como o resultado de simulações dinâmicas dos efeitos de choques unitários sobre cada equação em (5.1). Donde, os coeficientes em C_i podem ser usados para gerar os efeitos dos choques U_t sobre as variáveis do sistema. Tais coeficientes são, assim, multiplicadores de impacto e, daí, se designarem os conjuntos de coeficientes em $\sum_{i=0}^{\infty} C_i$ de funções resposta-impulso. A representação gráfica dos percursos destas funções resposta-impulso é uma forma prática de visualizar os *feedbacks* dinâmicos entre todas as séries económicas consideradas relevantes.

5.2.1.2. DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Sendo $E_{t-j}Y_t$ o valor esperado de Y_t baseado em toda a informação disponível ao tempo $t-j$, o erro de previsão é dado por:

$$(5.7) \quad Y_t - E_{t-j}Y_t = \sum_{i=0}^{j-1} C_i Y_{t-i}$$

Como a informação ao tempo $t-j$ inclui todos os erros ocorridos em ou antes de $t-j$, e a expectativa condicional do erro futuro é zero devido aos choques serem serialmente não correlacionados, então as variâncias do erro de previsão para as séries individuais são os elementos da diagonal da matriz seguinte:

$$(5.8) \quad E(Y_t - E_{t-j}Y_t) E(Y_t - E_{t-j}Y_t)' = \sum_{i=0}^{j-1} C_i \Omega C_i'$$

Se representarmos por c_{ivs} o elemento (v, s) em C_i e σ_s como o desvio-padrão da perturbação s ($s = 1, 2, \dots, n$), então a variância da previsão para j períodos no futuro da variável na ordem v , é dada por:

$$(5.9) \quad E(Y_{vt} - E_{t-j}Y_{vt})^2 = \sum_{i=0}^{j-1} \sum_{s=1}^n C_{ivs}^2 \sigma_s^2 \quad v = 1, 2, \dots, n$$

A função decomposição de variância (VDF – *Variance Decomposition Function*) descreve a percentagem da variância do erro de previsão j períodos no futuro, para a variável v atribuível ao choque k :

$$(5.10) \quad \text{VDF}(v, k, j) = \left[\sum_{i=0}^{j-1} C_{ivk}^2 \sigma_k^2 \right] / \left[\sum_{i=0}^{j-1} \sum_{s=1}^n C_{ivs}^2 \sigma_s^2 \right] * 100$$

A análise da VDF é igualmente útil na descoberta das interrelações do sistema. Com o processo de decomposição faz-se a separação do erro de previsão de um dado período que é devido a cada um dos choques, ou seja, obtém-se informação sobre a proporção dos movimentos numa série temporal que é devida aos seus próprios choques e aos choques nas outras variáveis do sistema VAR⁴.

Como existem muitas representações MA de um dado processo multivariado, tanto a análise das funções resposta-impulso como da decomposição da variância dos erros de previsão dependem do que se assume quanto às correlações contemporâneas entre os choques. Para resolver tal problema de identificação das sequências dos resíduos, os utilizadores iniciais dos VAR's seguiram a sugestão de Sims de escolher uma matriz de covariâncias dos choques diagonal. Tal processo de ortogonalizar os choques – mais conhecido como “decomposição de Choleski” –, embora assente num conjunto mínimo de pressupostos, apresenta como grande inconveniente o facto de ser sensível à ordem das variáveis⁵. Em geral, tal hipótese de ortogonalização viola a fraca exogeneidade e pode induzir a condicionamento sequencial das variáveis, dependendo da ordem inicial destas, o que, por sua vez, pode levar à não invariância dos coeficientes estimados.

5.2.1.3. CAUSALIDADE DE GRANGER

O conceito de causalidade utilizado na abordagem VAR é o que se deve a Granger, o qual, como já foi referido no capítulo 3, na subsecção 3.2.2., se baseia no poder preditivo incremental de uma variável sobre outra. Para uma dada variável endógena, é calculado um teste

⁴ Vejamos um exemplo. Sejam duas variáveis, G_t e Z_t , pertencentes ao vector Y_t . Se choques em G_t não explicarem nada da variância do erro de previsão ocorrido em Z_t ao longo de todos os períodos do horizonte de previsão, então, pode dizer-se que Z_t é exógena. Donde, Z_t irá evoluir independentemente de G_t e dos choques nesta última. Se, pelo contrário, choques em G_t explicarem 100% da variância no erro de previsão de Z_t para todo o horizonte de previsão, então Z_t é completamente endógena. Normalmente, o que acontece é uma variável explicar quase toda a sua variância do erro de previsão no curto prazo e pequenas proporções em horizontes longos.

⁵ Na prática, tal implica que seja necessário considerar todas as possibilidades de ordenação das variáveis e encontrar o intervalo de variação dos resultados da análise das funções resposta-impulso e da decomposição da variância dos erros de previsão, a não ser que, à partida, a teoria económica forneça indicação de quais as variáveis que precedem e as que antecedem.

de significância global (estatística F) tendo como hipótese nula que os coeficientes das outras variáveis desfasadas são iguais a zero, ou seja, a sua inclusão nessa equação não é significativa.

Mais formalmente, no caso de n variáveis, para o qual $H_{ij}(L)$ representa os coeficientes dos valores desfasados da variável j sobre a variável i , a variável j não causa a variável i , no sentido de Granger, se todos os coeficientes do polinómio $H_{ij}(L)$ forem iguais a zero⁶. Um teste “bloco de exogeneidade” é particularmente útil quando se pretende decidir sobre a incorporação de uma variável num VAR⁷.

Na prática, o procedimento consiste em determinar se os *lags* de uma variável - por exemplo, W_t - causam no sentido de Granger qualquer outra das variáveis do sistema. Mais precisamente, no caso de um VAR com três variáveis - W_t , G_t e Z_t - o teste consiste em saber quando os *lags* de W_t causam quer G_t , quer Z_t . Na essência, o teste “bloco de exogeneidade” restringe todos os *lags* de W_t nas equações de G_t e de Z_t a serem iguais a zero.

Tal restrição entre equações pode ser apropriadamente testada usando um teste rácio de verosimilhança (LR – *Likelihood Ratio*). Começa-se por estimar as equações para G_t e Z_t usando os p valores desfasados de $\{G_t\}$, $\{Z_t\}$ e $\{W_t\}$ e calcula-se a matriz de variância/covariância dos resíduos deste VAR não restringido, Ω_{nr} . De seguida, reestimam-se as duas equações excluindo os valores desfasados de $\{W_t\}$ e obtém-se Ω_r . Por fim, encontra-se a estatística do teste LR, a qual, como é habitual, segue uma distribuição assintótica de χ^2 com graus de liberdade igual ao número de coeficientes excluídos do sistema VAR e, na sua forma geral, é dada pela expressão:

$$(5.11) \quad (T - g) (\log |\Omega_r| - \log |\Omega_{nr}|)$$

Onde T denota o número de observações usadas e g o número de parâmetros do modelo não restringido.

No que toca à estimação, os modelos VAR têm o conveniente de todas as variáveis endógenas serem tratadas simetricamente, aparecendo do lado direito de cada equação as mesmas variáveis predeterminadas e termos de erro supostamente não correlacionados serialmente e de variância constante, pelo que o método OLS pode ser aplicado a cada equação do sistema; as estimativas dos parâmetros são, nestas circunstâncias, consistentes e assintoticamente eficientes⁸.

⁶ De lembrar que, como vimos, a causalidade de Granger é uma condição fraca para a exogeneidade, nomeadamente porque, como se baseia na ideia de precedência temporal de uma variável face a outra(s), não é possível testar a existência de causalidade instantânea entre as variáveis.

⁷ Também dada a, já mencionada, distinção entre causalidade e exogeneidade, esta generalização multivariada do teste de causalidade de Granger devia ser mais correctamente designada por teste “bloco de causalidade”.

⁸ Conforme o salientado por ENDERS (1995: 301; 1996: 111) e DOAN (1992: 8-2), mesmo que os erros fossem correlacionados entre equações, a estimação com SUR (*seemingly unrelated regressions*) não aumentaria a eficiência dos estimadores dado que as equações exibem igual número de regressores. Contudo, perante um sistema Near-VAR (sistemas VAR em que uma ou mais equações incluem variáveis do lado direito diferentes das outras equações) a utilização de estimadores SUR já melhoraria a eficiência das estimativas.

5.2.2. CRÍTICAS

Apesar do reconhecimento da sua grande relevância no âmbito de estudos das séries temporais, a aplicação da análise VAR não está isenta de críticas sendo a informação daí derivada questionada por vários autores. Na raiz de tais objecções está o facto dos VAR's não terem subjacente uma estrutura teórica. Como as equações estão na forma reduzida podem, em princípio, ser derivadas de uma grande variedade de sistemas de equações estruturais⁹. Adicionalmente, como os coeficientes estimados das equações de regressão dificilmente têm sentido económico, alguns autores consideram que a análise VAR é menos significativa do que muitas vezes é sugerido na literatura, sendo apenas relevante para a produção de previsões e, logo, não servindo para a inferência e análise de intervenções de política económica¹⁰.

GORDON E KING (1982) focaram, sobretudo, os efeitos negativos da omissão de variáveis relevantes na estrutura “VAR minimamente restringida e ateórica”. Comparando as respostas dinâmicas dos preços e do produto americanos, resultantes da aplicação econométrica de uma estrutura tradicional com várias restrições sobre os parâmetros e de um modelo VAR, os autores efectuaram uma contra-crítica à crítica de Sims, ou seja, afirmaram que as restrições nulas envolvidas nos modelos VAR eram igualmente duvidosas, na medida em se traduziam na exclusão da análise de variáveis consideradas teoricamente relevantes.

Um outro aspecto muito criticado na literatura, também descrito por alguns autores como mais um procedimento “ateórico” dos VAR's, é a decomposição de Choleski usada na ortogonalização dos resíduos VAR, a qual implica que estes não tenham uma interpretação estrutural. Como os choques de Choleski são, geralmente, função de todas as perturbações estruturais, então toda a informação contida nas respostas-impulso e na decomposição da variância dos erros de previsão (os aspectos mais originais dos VAR's) é posta em causa.

Contrariamente, contra tal pretensão de que a decomposição de Choleski era ateórica, COOLEY e LEROY (1985) e BERNANKE (1986) argumentaram que esta impunha uma estrutura económica particular sobre o modelo. O problema era antes que, em geral, tal modelo estrutural (contemporâneo e recursivo) era de difícil conciliação com a teoria económica relevante, dado que a maioria das teorias económicas aponta para sistemas de equações simultâneas e não recursivas. Sendo assim, falhando a justificação teórica para as restrições sobre as distribuições dos termos de erro, então as conclusões não tinham, também, qualquer suporte teórico. Daí que, embora reconhecendo a validade de “alguns exercícios da macroeconomia ateórica” (nomeadamente para

⁹ Contudo, como foi notado por TAYLOR (1986), na prática existe apenas um número relativamente pequeno de modelos que “soam” como modelos estruturais teóricos razoáveis.

¹⁰ O próprio Sims verificou que tais estimativas oscilavam para *lags* sucessivos e existiam efeitos de *feedback* entre as equações que complicavam a interpretação. O que fazia sentido era, antes, a leitura dos efeitos de choques, os quais, em geral, são resíduos positivos de um desvio-padrão unitário em cada equação do sistema.

efeitos de previsão), os autores colocassem reservas à sua capacidade para ajudar a discriminar entre hipóteses alternativas sobre a estrutura económica.

Também os testes de causalidade de Granger, enquanto incluídos no conceito de “macroeconomia atórica”, foram objecto de discussão. No mesmo artigo de 1985, Cooley e LeRoy criticaram o conceito e os testes de causalidade de Granger, partindo da ideia de que as relações de causalidade são por natureza estruturais e implicam a exogeneidade da variável-causal em relação à variável-efeito. O essencial da argumentação era que o conceito de causalidade de Granger-Sims muito embora referido, frequentemente, como significando exogeneidade de uma variável face a outra, na verdade diverge do conceito estrutural de causalidade, que está antes associado aos conceitos de predeterminação e exogeneidade. Para o autor, os testes de Granger-Sims apenas são capazes de identificar correlação condicionada entre variáveis, a qual está dissociada da correlação causal (a não ser que haja pré-determinação). Contudo, tal hipótese de pré-determinação não é testada pelos testes de Granger-Sims.

Na mesma linha, também o trabalho de PHILLIPS (1998) levantava problemas aos aspectos mais inovadores desta abordagem. Phillips demonstrou, através de um conjunto de exercícios e de teoremas, que as estimativas das respostas-impulso e as decomposições da variância dos erros de previsão produzidas a partir de sistemas VAR não restringidos eram inconsistentes para horizontes longos, quando estavam presentes elementos de não estacionaridade (raízes unitárias, ou quase unitárias, e relações de cointegração). Tal faz com que os modelos VAR não restringidos deixem de ser ferramentas objectivas para efeitos de análise de políticas e até mesmo de previsão. Ou seja, a lição a tirar deste trabalho de Phillips é, mais uma vez, que o diferente tratamento dado aos elementos de não estacionaridade dos modelos assume um papel determinante no que toca à utilização dos modelos VAR sobretudo para efeitos de análise de política¹¹.

Noutro sentido, a investigação sobre as limitações dos VAR's foi dirigida à análise dos efeitos de erros de especificação. Uma incorrecta especificação da duração do número de períodos de desfasamento, omissão de variáveis relevantes, ortogonalização incorrecta das inovações ou ignorância de termos de média móvel, podem provocar efeitos negativos sobre os parâmetros VAR estimados e, logo, afectar as respostas-impulso e a decomposição das variâncias. Analisando tais questões através de experimentações quantitativas, BRAUN e MITTNIK (1993) concluíram que enquanto as funções resposta-impulso e as variâncias do erro de previsão apareciam como mais robustas, a decomposição destas últimas eram mais sensíveis a potenciais erros de especificação, mesmo quando se tinha em conta a incerteza dos parâmetros.

¹¹ Embora não tendo efectuado qualquer tipo de experiência para a provar, era convicção do autor que efeitos similares aos descobertos para os modelos VAR estariam também presentes na estimação de modelos econométricos estruturais na presença de tais elementos. Dada a sua relevância, o problema da não estacionaridade e da diferenciação dos dados é um tema que revisitaremos mais adiante neste capítulo.

Dentro da classe de erros de especificação, o problema mais focado tem sido o da sobreparametrização do modelo VAR para amostras, as quais são, geralmente, de dimensão limitada nos estudos macroeconómicos. Como o número de parâmetros cresce quadraticamente com o número de variáveis, cada sistema de tamanho moderado torna-se altamente sobreparametrizado relativamente aos dados disponíveis. Tal sobreparametrização resulta em multicolinearidade e perda de graus de liberdade, o que pode levar a estimativas ineficientes e a grandes erros de previsão. Ora, uma das maiores potencialidades apontadas ao uso dos VAR's é, precisamente, ao nível da previsão económica pois, contrariamente aos modelos de equações simultâneas, os VAR's têm a propriedade atractiva de possibilitar a previsão das variáveis endógenas do sistema sem necessidade de fornecer previsões das variáveis exógenas explicativas, para além da sua relativa simplicidade ao nível dos procedimentos de identificação e de estimação dos parâmetros.

Uma solução para resolver a questão da falta de parcimónia dos VAR's passa, com base em testes estatísticos, pela exclusão de variáveis ou *lags* não significativos, de forma a reduzir o número de parâmetros e/ou melhorar a sua estimabilidade. Uma abordagem alternativa para resolver tal problema consiste no uso de modelos VAR Bayesianos, abreviadamente conhecidos por BVAR's, propostos no início dos anos oitenta por Litterman. Este autor sugeriu a incorporação, de uma forma bayesiana, de informação apriorística relevante para impor restrições estocásticas nos coeficientes VAR e mostrou que, desta forma, as previsões produzidas melhoravam substancialmente, produzindo erros de previsão substancialmente inferiores. A partir de então, os BVAR's foram largamente adoptados para efeitos de previsão económica e para calcular regras de política óptimas. Contudo, e apesar da sua boa capacidade de previsão, este tipo de modelos exhibe grandes limitações noutros campos¹².

5.3. VECTORES AUTOREGRESSIVOS ESTRUTURAIS

O reconhecimento, por parte de muitos macroeconomistas, da relevância de algumas das críticas apontadas aos VAR's ateóricos, e da necessidade de encontrar uma alternativa satisfatória para os mesmos, levou ao desenvolvimento da técnica dos vectores autoregressivos estruturais, cujas características essenciais são traçadas nesta secção.

¹² Desde logo, como são formas altamente reduzidas, os BVAR's não são passíveis de interpretações estruturais baseadas nos sinais e magnitude dos parâmetros estimados. Por outro lado, a qualidade das previsões é sensível à especificação do *prior*; se este for mal especificado, um modelo alternativo (como um VAR não restringido ou um ARIMA) pode ter melhor performance.

Os SVAR's foram introduzidos na macroeconomia empírica por SIMS (1986), BERNANKE (1986) e BLANCHARD e WATSON (1986). Cada um destes autores propôs restrições de identificação contemporâneas, ligeiramente diferentes, directamente extraídas da teoria económica. Mais tarde, SHAPIRO e WATSON (1988) e BLANCHARD e QUAH (1989) propuseram a identificação dos choques estruturais através da imposição de restrições sobre os seus efeitos de longo prazo. Desde a publicação destes trabalhos, as aplicações da abordagem SVAR baseada em restrições contemporâneas, de longo prazo, ou de ambos os tipos, ganharam crescente popularidade¹³.

Em contraste com os modelos VAR ateóricos, a abordagem SVAR gera respostas-impulso e decomposições de variância derivadas a partir de um modelo económico específico. A análise das respostas-impulso permite determinar os efeitos dinâmicos de choques exógenos nas variáveis endógenas do sistema, o que tem como principal vantagem a ajuda na escolha entre teorias alternativas. Por seu lado, o cálculo das decomposições da variância dos erros de previsão, fornece evidência sobre as contribuições relativas de cada fonte de perturbação do modelo, mostrando a proporção do erro de previsão da variância de cada variável, para k períodos no futuro, que pode ser atribuída a cada um dos choques estruturais identificados. Tomando valores diferentes para k , podemos olhar aos efeitos de cada perturbação estrutural sobre cada variável no curto, no médio e no longo prazos, permitindo determinar quando uma fonte específica domina os movimentos numa das variáveis, em cada um desses espaços temporais.

Se é verdade que os modelos SVAR, e as ferramentas de análise a eles associadas, têm provado ser úteis para efeitos de análise de política económica, contudo, as conclusões sobre o efeito de inovações da política económica não são robustas a alterações nas restrições de identificação usadas na estimação dos modelos SVAR. A questão que se coloca é, então, saber qual a regra de identificação mais apropriada para proceder à identificação. Tal é de importância considerável e tem gerado muita actividade na literatura empírica, tendo implicações profundas na análise de políticas económicas¹⁴. Daí que, actualmente, existam fundamentalmente dois propósitos comuns na literatura SVAR: (1) fornecer os fundamentos económicos para as restrições impostas para efeitos de identificação e (2) oferecer os *priors* teóricos para comparar as respostas dinâmicas impostas e escolher entre teorias alternativas.

¹³ KEATING (1992) constitui um bom artigo de revisão da literatura SVAR e de comparação entre os processos de identificação com restrições contemporâneas e de longo prazo. Os livros de ENDERS (1995: 320-343), AMISANO e GIANNINI (1997) e MOSCONI (1998: Cap. 1) revelam-se essenciais para um entendimento da implementação da técnica SVAR, dando particular ênfase aos temas da sua estimação e identificação.

¹⁴ Além disso, como veremos adiante, as especificações SVAR envolvem um conjunto de pressupostos auxiliares tais como os relativos à dependência de *dummies* sazonais, *trends*, selecção dos *lags* e, se for caso disso, da especificação da forma reduzida de cointegração.

5.3.1. ESTIMAÇÃO

Sendo Y_t o vector de variáveis estacionárias de interesse, assume-se que o comportamento dinâmico de Y_t é dado pelo modelo estrutural:

$$(5.12) \quad BY_t = \sum_{i=1}^k B_i Y_{t-i} + F X_t + v + j t + \varepsilon_t$$

Onde, para além do significado já referido para as restantes variáveis, ε_t é um vector $(n \times 1)$ de perturbações estruturais, que se assumem não estar correlacionadas contemporaneamente, com uma matriz de variâncias/covariâncias diagonal D , isto é, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D$.

A matriz B assume um significado especial: é a matriz contendo os parâmetros respeitantes aos efeitos contemporâneos entre as variáveis, com diagonal principal unitária, por conveniência de normalização. Em geral, verifica-se que as matrizes de parâmetros, os erros e respectiva matriz de variâncias/covariâncias do modelo SVAR, estão relacionadas com as respectivas contrapartes do VAR na forma reduzida, pelas seguintes igualdades:

- $B_i = B * H_i ; \quad i = 1, \dots, k$
- $F = B * W$
- $v = B * c$
- $j = B * d$
- $\varepsilon_t = B * U_t$
- $D = B * \Omega * B'$

A estimação de um SVAR prossegue em duas etapas. A primeira consiste em aplicar o método OLS sobre a forma reduzida, dada por (5.1), com *lags* suficientes de forma a eliminar correlação serial dos resíduos. Se cada equação tiver o mesmo número de regressores, as estimativas OLS dos parâmetros são consistentes e eficientes. A segunda fase envolve a passagem do VAR não estrutural para o SVAR, utilizando o conjunto de expressões acima descritas. Para isso, é necessário proceder à identificação do modelo estrutural, para o que se tem de impor um número suficiente de restrições, as quais podem ser de curto prazo, de longo prazo ou de ambos os tipos¹⁵.

Após a estimação dos parâmetros do modelo estrutural, é possível calcular as funções resposta-impulso e efectuar a decomposição da variância do erro de previsão, a partir da representação autoregressiva de média móvel do SVAR (MASVAR – *Moving Average Structural Vector Autoregressive*). Ignorando, mais uma vez, para efeitos de simplificação, a presença de variáveis

¹⁵ O tema da identificação de um SVAR é abordado na subsecção seguinte.

exógenas e de regressores determinísticos, a representação MASVAR resulta da substituição, em (5.6), da relação entre os dois tipos de erros ($U_t = B^{-1} \varepsilon_t$):

$$(5.13) \quad Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i U_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} C_i B^{-1} \varepsilon_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} M_i \varepsilon_{t-i}$$

Onde cada matriz M_i é uma matriz de dimensão ($n \times n$) de parâmetros obtidos a partir do modelo estrutural, onde o coeficiente de ordem (i, j) da matriz M_k é o efeito sobre a variável i de um choque sobre a inovação na forma estrutural de ordem j , k períodos atrás.

A equação (5.13) implica que a resposta de Y_{t+i} a cada choque estrutural ε_t é dada por M_i . Logo, a sequência de M_i , com $i = 1, 2, 3, \dots, \infty$, ilustra a resposta dinâmica das variáveis a choques, ou seja, as suas funções resposta-impulso. A partir destas, podemos obter as estatísticas que medem o efeito quantitativo que os choques têm sobre as variáveis, ou seja, as VDF. Repetindo aqui o raciocínio atrás usado para o VAR não estrutural, se considerarmos $E_{t-j} Y_t$ como o valor esperado de Y_t baseado em toda a informação disponível ao tempo $t-j$, o erro de previsão é dado por:

$$(5.14) \quad Y_t - E_{t-j} Y_t = \sum_{i=0}^{j-1} M_i Y_{t-i}$$

Como a informação ao tempo $t-j$ inclui todos os erros ocorridos em ou antes de $t-j$ e como, devido aos choques serem serialmente não correlacionados, a expectativa condicional do erro futuro é zero, então as variâncias do erro de previsão para as séries individuais são os elementos da diagonal da matriz seguinte:

$$(5.15) \quad E(Y_t - E_{t-j} Y_t)(Y_t - E_{t-j} Y_t)' = \sum_{i=0}^{j-1} M_i D M_i'$$

Se representarmos por m_{ivs} o elemento (v, s) em M_i , e σ_s como o desvio-padrão da perturbação s ($s = 1, 2, \dots, n$), então a variância da previsão com j períodos no futuro da variável na ordem v é descrita como:

$$(5.16) \quad E(Y_{vt} - E_{t-j} Y_{vt})^2 = \sum_{i=0}^{j-1} \sum_{s=1}^n M_{ivs}^2 \sigma_s^2 \quad v = 1, 2, \dots, n$$

A VDF descrevendo a percentagem da variância do erro de previsão para a variável v , para j períodos no futuro, atribuível ao choque k , é calculada usando a expressão:

$$(5.17) \quad VDF(v, k, j) = \left[\sum_{i=0}^{j-1} M_{ivk}^2 \sigma_k^2 \right] / \left[\sum_{i=0}^{j-1} \sum_{s=1}^n M_{ivs}^2 \sigma_s^2 \right] * 100$$

5.3.2. IDENTIFICAÇÃO

O principal desafio levantado à abordagem SVAR consiste, precisamente, na identificação dos choques estruturais. Para tal, é necessário adoptar um conjunto de restrições. Focamos, de seguida, dois tipos de restrições: (1) restrições de curto prazo, impostas sobre os parâmetros das relações contemporâneas entre as variáveis endógenas e (2) e restrições de longo prazo, impostas sobre os efeitos dinâmicos das perturbações estruturais sobre aquelas variáveis.

Restrições de Identificação Contemporâneas

A abordagem SVAR contemporânea é, na sua essência, uma técnica de transformação do VAR na forma reduzida num modelo estrutural através da imposição de restrições da teoria económica sobre as relações contemporâneas entre variáveis.

Se os n^2 parâmetros contemporâneos em B forem conhecidos, a estrutura dinâmica implícita nas matrizes de parâmetros do modelo SVAR, dado por (5.12), pode ser calculada pela aplicação do conjunto de relações entre o modelo VAR nas formas reduzida e estrutural. Da mesma forma, os choques estruturais ε_t podem ser derivados dos resíduos estimados, isto é, aplicando a expressão $\varepsilon_t = B U_t$.

Contudo, como na prática os parâmetros em B são desconhecidos, é necessário restringir o sistema de forma a recuperar os erros da forma estrutural de molde a preservar a assumida estrutura de independência destes. Uma forma de identificá-los é através da imposição de restrições, normalmente baseadas na teoria económica, de forma a que o número de parâmetros estruturais desconhecidos seja menor (sistema sobreidentificado) ou igual (exactamente identificado) ao número de parâmetros conhecidos a partir da estimação por OLS da matriz de variâncias/covariâncias dos resíduos do VAR na forma reduzida, Ω . Como Ω é uma matriz simétrica tem $[(n^2 + n)/2]$ elementos distintos, os quais servirão para obter estimativas de B e D .

É normal considerar dois tipos de restrições apriorísticas: (1) assumir que a matriz D é diagonal, ou seja, que as perturbações estruturais primitivas são originadas de fontes independentes, ficando por determinar as n variâncias dos erros estruturais que figuram na diagonal principal e (2) os elementos da diagonal principal de B são unitários, dado que cada equação estrutural é normalizada sobre uma variável endógena particular, isto é, B contém $(n^2 - n)$ parâmetros desconhecidos. Assumindo tais pressupostos, para identificar os n^2 elementos desconhecidos do sistema (soma dos $(n^2 - n)$ em B com os n em D), a partir dos $[(n^2 + n)/2]$ elementos distintos em Ω , é necessário impor, no mínimo, $[(n^2 - n)/2]$ restrições adicionais sobre B de forma a identificar o sistema. Frequentemente, o tipo de restrições adicionais impostas sobre B

são de exclusão. Contudo, podem haver outros casos onde as restrições são impostas na forma de valores fixos sobre determinados coeficientes de B.

No que concerne à estimação, como já acima foi dito, no caso do sistema SVAR contemporâneo ser exactamente identificado, a estimação decorre normalmente pelas duas etapas atrás descritas usando OLS, dado que o sistema VAR na forma reduzida não contém restrições¹⁶. Quando, para além das $[(n^2 - n)/2]$, existem mais restrições o sistema torna-se sobreidentificado. Tal situação pode ocorrer, nomeadamente, na forma de predeterminação de algumas variáveis ou de não causalidade de Granger, implicando uma representação VAR restringida da forma reduzida¹⁷. Sendo assim, a estimação normal que é feita pelo estimador OLS dos parâmetros VAR não é equivalente a máxima verosimilhança, porque alguns dos coeficientes da forma reduzida são nulos, sendo necessário proceder a algumas modificações do método a dois passos da estimação SVAR¹⁸. Adicionalmente, e contrariamente ao que acontece no caso de sistemas exactamente identificados, podem ser efectuadas comparações entre modelos sobreidentificados dado que existem critérios estatísticos que podem ser aplicados em tais situações¹⁹.

A técnica de identificação que acabamos de descrever é, com ligeiras nuances, similar à usada nos SVAR's contemporâneos de SIMS (1986) e BLANCHARD e WATSON (1986) (em que o primeiro é um exemplo de um modelo sobreidentificado e o segundo de um exactamente identificado²⁰), os quais compreendem a maioria dos diferentes modelos SVAR contemporâneos usados na literatura aplicada.

¹⁶ Para tal, pode ser usado o procedimento BERNANKE.SRC ou as rotinas adequadas para o efeito contidas nos procedimentos VAR.SRC e no *package Maximum Likelihood Cointegration Analysis of Linear Models* (MALCOLM), todos correndo no ambiente RATS.

¹⁷ É o caso de modelos de pequenas economias abertas, em que as variáveis externas estão pré-determinadas. Neste âmbito, um trabalho digno de referência é de DIAS *et al.* (1994), porque nele se faz a aplicação pioneira de um modelo SVAR à economia portuguesa, com o objectivo de estudar os efeitos e mecanismos de propagação de choques externos. A análise incidiu sobre um conjunto de seis variáveis agregadas e foram impostas restrições nas relações contemporâneas entre elas de forma a separar os efeitos dos diversos choques. A sobreidentificação resulta dos autores considerarem que as variáveis externas (como preços e produto) estarem predeterminadas, no sentido de não serem causadas, no sentido de Granger, pelos agregados macroeconómicos internos.

¹⁸ Veja-se ENDERS (1995: 329-331) ou DIAS *et al.* (1996). O manual de Enders descreve, pormenorizadamente, os passos a dar para proceder à identificação do sistema sobreidentificado e apresenta, a título de exemplo, o trabalho de SIMS (1986). Pelo seu lado, Dias *et al.* demonstraram que tal sobreidentificação dos SVAR's não tem problema de maior em termos de estimação, pois basta proceder a uma modificação muito simples, do tipo iterativo, do *software* existente para estimação SVAR (como da rotina BERNANKE.SRC no RATS), até atingir a convergência para máxima verosimilhança.

¹⁹ Em AMISANO e GIANNINI (1997: Cap. 7) explica-se como usar dois dos critérios existentes para esse efeito: os “*Dominance Ordering Criterion*” e “*Likelihood Dominance Criterion*”.

²⁰ Para um conjunto de 6 variáveis macroeconómicas americanas, Sims impôs 17 restrições adicionais de exclusão sobre os parâmetros da matriz B, quando uma identificação exacta do sistema exigia apenas 15. Também para os EUA, Blanchard e Watson usaram um SVAR com 4 variáveis, impondo 6 restrições adicionais sobre B (4 de exclusão e 2 com parâmetros construídos directamente fora do sistema usando informação apriorística).

Outras duas referências também marcantes para as aplicações que se seguiram, são dadas pelos modelos de BERNANKE (1986) e de BLANCHARD (1989)²¹. Contudo, estes dois trabalhos diferenciam-se quanto ao processo de identificação, pois não assumiram uma matriz de variâncias/covariâncias das perturbações estruturais diagonal, permitindo antes efeitos directos de inovações noutras variáveis que não as variáveis endógenas.

Tal traduziu-se na consideração de uma matriz, que podemos designar por E, diferente da matriz identidade, em que as inovações da forma reduzida estavam relacionadas com as inovações estruturais pela expressão $BU_t = E\varepsilon_t$. Neste caso, para identificar o modelo estrutural, é necessário introduzir um conjunto de restrições de identificação contemporâneas não só sobre B como também sobre E, de forma a recuperar os coeficientes e as inovações estruturais. Como existem agora $(2n^2 - n)$ parâmetros por determinar a partir dos $[(n^2 + n)/2]$ elementos distintos em Ω , é necessário impor, pelo menos, $[(3n^2 - n)/2]$ restrições adicionais sobre B e E de forma a identificar o sistema SVAR. Definido tal conjunto necessário de restrições, pode-se usar normalmente a abordagem de estimação a dois passos, fazendo a estimação OLS do VAR na forma reduzida e depois a recuperação do modelo estrutural.

Restrições de Identificação de Longo Prazo

O procedimento mais frequentemente usado para identificação do modelo estrutural com restrições de longo prazo, baseia-se na famosa decomposição de BLANCHARD e QUAH (1989).

Começemos por lembrar que o objectivo do método SVAR é passar da representação de MA da forma reduzida para a respectiva contraparte do modelo estrutural. Tal é efectuado através da relação entre os erros, ou seja, pela igualdade $\varepsilon_t = B*U_t$, a qual permite estabelecer a correspondência dada em (5.13), aqui reescrita:

$$(5.18) \quad Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i U_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} C_i B^{-1} \varepsilon_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} M_i \varepsilon_{t-i}$$

Como restrição apriorística, Blanchard e Quah consideraram a ortogonalidade e a variância unitária dos choques estruturais, ou seja, consideraram D uma matriz identidade. Ora, como $\Omega = B^{-1}DB^{-1'}$, a matriz Ω é factorizada tal que:

$$(5.19) \quad \Omega = B^{-1} * B^{-1'}$$

Onde $B^{-1} = [C(1)]^{-1} * G$, com G a representar a decomposição triangular inferior de Choleski de $C(1) * \Omega * C(1)$, e $C(1)$ a traduzir a soma de ordem infinita dos coeficientes C_i da especificação MAVAR.

²¹ Foi este o caso prático escolhido por AMISANO e GIANNINI (1997: 26-28) para exemplificar as características dos SVAR's contemporâneos. Mais à frente, nas pág. 131-136, os autores procederam a algumas modificações do modelo de Blanchard de forma a obter uma estrutura sobreidentificada e ilustraram o uso da técnica SVAR em tal contexto, através da sua aplicação a dados da Itália.

Das equações anteriores é visível que $M_0 = B^{-1}$ e, logo:

$$(5.20) \quad \Omega = M_0 * M_0'$$

O que se pretende é identificar os n^2 parâmetros em M_0 a partir dos $(n^2 + n)/2$ elementos distintos em D , o que implica, para exactamente identificar o sistema, ser necessário um conjunto mínimo de $(n^2 - n)/2$ restrições adicionais.

Um caso de particular interesse (dado ser o que ocorre com maior frequência nas aplicações empíricas) decorre da estimação de VAR's com variáveis não estacionárias e, como tal, inseridas no sistema nas suas primeiras diferenças. Nesta situação, as restrições sobre os efeitos de determinados choques sobre os níveis das variáveis $I(1)$, terão de ser colocadas sobre a soma dos coeficientes M_i , com $i = 0, \dots, \infty$, a qual podemos designar por matriz $M(1)$.

Após a imposição do número suficiente de restrições para identificar o sistema, o procedimento com vista a obter uma estimativa de M_0 decorre normalmente, ou seja, aplica-se OLS sobre o VAR na forma reduzida, e usando os resíduos U_t estimados, calcula-se a respectiva matriz de variâncias/covariâncias, Ω . A partir de tais estimativas e das restrições impostas, identifica-se a sequência $\{\varepsilon_t\}$, a qual servirá para obter as funções resposta-impulso e as VDF²².

A técnica de decomposição de Blanchard-Quah, além de pioneira no desenvolvimento de uma abordagem alternativa de imposição de restrições de identificação sobre multiplicadores de longo prazo para os choques estruturais, foi determinante na classificação dos impulsos de acordo com a sua natureza: de oferta ou procura. Através de um VAR bivariado para a economia americana (produto e desemprego), os autores mostraram como decompor o produto real e recuperar os dois choques puros, classificados como de “oferta” ou de “procura” conforme exerciam efeitos permanentes ou temporários sobre aquele. Para tal, além dos pressupostos de normalização de $M(1)$ e da diagonal unitária imposta sobre D , Blanchard e Quah apoiaram-se na hipótese da taxa natural de desemprego para colocar uma restrição adicional sobre um dos parâmetros de $M(1)$: as perturbações do lado da procura não tinham efeitos de longo prazo sobre o produto. Desde a sua formulação, esta técnica de decomposição dos choques estruturais serviu de base a uma multiplicidade de trabalhos, aplicados a variados contextos. No início do capítulo seguinte revemos alguns dos estudos empíricos mais proeminentes, focando especialmente os aplicados no âmbito da análise dos ciclos económicos.

A terminar esta subsecção, refira-se que os resultados do confronto entre as duas técnicas de identificação, com restrições contemporâneas ou de longo prazo, têm sido mais favoráveis a esta última no que se refere à sua consistência com as previsões da teoria económica.

²² No processo de estimação de um modelo exactamente identificado podem ser corridas as rotinas contidas no procedimento VAR.SRC ou no *software* MALCOLM. Contudo, tal como acontecia para os SVAR contemporâneos, também no caso de SVAR's de longo prazo sobreidentificados a estimação OLS a dois passos não será eficiente, sendo necessário proceder a modificações adequadas do procedimento.

De facto, o tipo de restrições de neutralidade de longo prazo são, geralmente, mais fáceis de justificar com base na teoria económica do que as contemporâneas. Tal característica dos SVAR de longo prazo não é, contudo, surpreendente se pensarmos que as teorias económicas normalmente apresentam propriedades de longo prazo semelhantes, diferindo sobretudo nas suas previsões sobre as dinâmicas de curto prazo, em relação às quais há menos consenso na literatura²³.

5.3.3. DURAÇÃO DOS DESFASAMENTOS E DIFERENCIAÇÃO

A estacionaridade das séries macroeconómicas e a selecção da duração dos desfasamentos são duas questões que têm merecido particular atenção no âmbito da literatura que versa a especificação adequada de um vector autoregressivo e, como tal, justificam uma revisão sucinta no nosso trabalho.

5.3.3.1. DURAÇÃO DOS DESFASAMENTOS

É bem sabido que a duração da estrutura de desfasamentos é determinante na modelização dos vectores autoregressivos. Se numa estrutura univariada (como no caso dos testes de raiz unitária) a perda de graus de liberdade é um problema importante, num modelo VAR é essencial evitar demasiados *lags* pois o número de parâmetros cresce rapidamente com a extensão da duração dos desfasamentos. Mas, por outro lado, também é verdade que o grau dos polinómios dos VAR's – o parâmetro k – deve ser suficientemente grande para gerar resíduos *white noise*, pois os métodos de estimação são baseados na independência serial dos resíduos para produzir estimativas não enviesadas e consistentes. Além disso, no contexto específico da abordagem SVAR, a má especificação de k pode ainda levar a um enviesamento significativo das estimativas das componentes permanente e transitórias dos choques (DESERRES e GUAY, 1995) e à introdução de restrições nulas falsas afectando, assim, a rejeição ou não de hipóteses de partida (GREDENHOF e KARLSSON, 1997). Donde, a escolha de k constitui um passo delicado e crítico no procedimento de estimação e inferência estatística dos modelos VAR²⁴.

Na prática, a ordem k do modelo VAR é desconhecida e deve ser escolhida pelo investigador com base no conjunto de dados disponíveis (normalmente limitado) e num critério

²³ Veja-se KEATING (1992) ou ASTLEY e GARRATT (1998). Na análise aplicada desta questão, Keating utilizou um conjunto comum de variáveis para estimar um SVAR de curto e outro de longo prazo. Embora os resultados obtidos para as duas especificações fossem frequentemente muito semelhantes, o modelo SVAR de longo prazo forneceu, em geral, resultados empíricos mais consistentes com o modelo estrutural.

²⁴ A abordagem que se segue é, naturalmente, extensiva à escolha do parâmetro “ k ” que se usa, na secção seguinte, para denotar o grau dos polinómios nos MCE's.

estatístico apropriado. Vários procedimentos de selecção de k de um VAR têm sido sugeridos e avaliados na literatura. Os principais (os mesmos envolvidos na determinação do parâmetro k nos testes de raiz unitária) podem ser repartidos em dois grandes grupos: (1) critérios informacionais, os quais gerem um compromisso entre a duração do polinómio dos *lags* e o número de parâmetros através da minimização de uma combinação linear das soma do quadrado dos resíduos e do número de parâmetros (incluem-se aqui o AIC e o BIC) e (2) regras sequenciais, as quais podem consistir na aplicação de testes (como os LR ou LM) sucessivos à significância de um k suficientemente grande/pequeno parando quando o maior *lag* possível é nulo/significativo ou ainda em testes à autocorrelação dos resíduos até uma determinada ordem²⁵.

É de abrir aqui um pequeno parêntesis em relação a um outro critério informacional, o de Hannan e Quinn (HQ), ainda não referenciado no presente trabalho, pois apenas é utilizado no caso de processos autoregressivos multivariados. Este critério é calculado tendo como objectivo a minimização da seguinte função:

$$(5.21) \quad HQ = \log |\hat{\Sigma}_k| + (2n^2k \log T)/T$$

Onde T é número de observações, n corresponde à dimensão das séries temporais, k é o número de defasamentos estimados e $|\hat{\Sigma}_k|$ denota a matriz de covariâncias *white noise* estimadas.

O principal problema da aplicação dos vários processos de selecção de k é que estes nem sempre fornecem resultados semelhantes, havendo necessidade de optar por um deles. Nos anos recentes tem aparecido literatura substancial relativa à análise e confronto da performance dos vários processos, onde se salientam GEWEKE e MEESE (1981), LÜTKEPOHL (1985), THORNTON e BATTEN (1985), DESERRES e GUAY (1995) e GREDENHOFF e KARLSSON (1997).

GEWEKE e MEESE (1981) consideraram 2 tipos de abordagens: (1) duração dos *lags* fixada *a priori* supondo esta como a correcta ou verdadeira e (2) critérios informacionais (quatro) para escolher k quando a especificação correcta é desconhecida. Apenas dois dos métodos empregues - o BIC e o *Bayesian Estimation Criterion* (sugerido pelos autores) - levaram a estimativas assintoticamente eficientes dos parâmetros do verdadeiro modelo.

A comparação efectuada por LÜTKEPOHL (1985) baseou-se num conjunto substancialmente mais alargado de critérios. Os exercícios de simulação de Monte Carlo foram conduzidos para dois procedimentos sequenciais (LR e FAC) e vários informacionais, em pequenas amostras.

²⁵ Como a forma de cálculo destes critérios já foi exposta no apêndice 1 ao Cap. 3 para apurar o parâmetro k nos testes de raiz unitária, e como o essencial se mantém, escusamo-nos aqui a fazê-lo para o caso dos VAR's. No entanto, deixamos a referência aos artigos de DESERRES e GUAY (1995: 8-10) e de GREDENHOFF e KARLSSON (1997: 4-6), e ao livro de MOSCONI (1998: 6-8; 72-75), os quais descrevem analiticamente e ajudam à interpretação dos principais critérios a usar, especificamente, na selecção de k em estruturas VAR.

Dentro destes últimos, o autor estabeleceu, em particular, as propriedades dos critérios AIC, do BIC e do HQ, dado que são os mais frequentemente usados para seleccionar k em VAR's. Os resultados obtidos levaram Lütkepohl a concluir por uma baixa performance dos procedimentos sequenciais - LR e FAC - defendendo que, em pequenas amostras, a distribuição estatística do teste considerado não era bem aproximada por uma distribuição assintótica de χ^2 . Adicionalmente, as simulações favoreceram a opção pelos critérios BIC e HQ, os quais estimaram a ordem k correcta com maior frequência. Em acordo com os resultados de Geweke e Meese, também Lütkepohl apontou o critério BIC como sendo o mais parcimonioso e o que exibia melhor desempenho na formulação de previsões²⁶.

Também THORNTON e BATTEN (1985) testaram alguns dos métodos de identificação de k para um sistema VAR bivariado, especificamente no âmbito dos testes de causalidade de Granger envolvendo a moeda e o produto nominais. A análise de vários processos (como abordagens *ad hoc*, especificação arbitrária de k e critérios informacionais) levou à preferência pelo critério *Final Prediction Error* (FPE) de Hsiao, por ser este o que proporcionava, em termos relativos, um resultado mais satisfatório na selecção do *lag* correcto a usar nos testes de causalidade. Contudo, como foi reconhecido pelos próprios autores, a investigação efectuada não confere robustez suficiente a tal descoberta, carecendo de trabalho adicional sobre um maior número de amostras.

Sendo assim, o resultado mais saliente do trabalho de Thornton e Batten é a clara sensibilidade dos testes de causalidade de Granger à especificação do polinómio no operador de defasamentos aplicada a cada equação do sistema VAR. Esta questão aparece também abordada em NG e VOGELSANG (1997), mas no contexto mais alargado da análise da influência da ocorrência de quebras na média das séries temporais sobre a estimação e inferência estatística dos VAR's. Os autores demonstraram que se houverem quebras na média das séries, e se estas forem omitidas, as estimativas OLS são inconsistentes e o teste F da causalidade de Granger diverge. Adicionalmente, se nestas circunstâncias for usado um critério que tenha tendência para seleccionar um k demasiado elevado (como provaram ser o caso do AIC), a sobreparametrização do VAR daí resultante pode reduzir distorções no tamanho dos testes envolvendo estimativas inconsistentes dado que os *lags* adicionais irão aumentar a variância das estimativas²⁷.

No trabalho de DESERRES e GUAY (1995) o ênfase é dado à selecção da duração dos defasamentos no contexto específico de um SVAR e de um MCE com restrições de longo prazo.

²⁶ O autor mostrou ainda que o BIC e o HQ subestimavam o verdadeiro k , enquanto o AIC sobrestimava a ordem do VAR em amostras finitas. Concretizando melhor, o autor especificou a ordenação: $\hat{k} \text{ (BIC)} \leq \hat{k} \text{ (HQ)}$, para qualquer T ; $\hat{k} \text{ (BIC)} \leq \hat{k} \text{ (AIC)}$, para $T \geq 8$; $\hat{k} \text{ (HQ)} \leq \hat{k} \text{ (AIC)}$, para $T \geq 16$.

²⁷ Ng e Vogelsang exemplificaram tais resultados com um VAR-trivariado, aplicado a dados trimestrais do crescimento do produto na Alemanha, França e Itália. Os resultados da estimação dos níveis de confiança para os testes de causalidade de Granger foram de molde a concluir que havia uma tendência para aceitar a causalidade entre as variáveis ao passo que, quando as quebras eram incluídas, tais relações não existiam ou eram muito mais fracas.

É examinada, em particular, a sensibilidade das estimativas das componentes transitórias e permanentes ao k escolhido pelos critérios informacionais AIC e BIC e pelos processos sequenciais de Wald e LR, aplicados de acordo com uma estratégia “do geral para o específico” para valores críticos de 5% e de 10%. As técnicas de simulação efectuadas centraram-se no enviesamento da estimação da matriz de decomposição contemporânea dos erros na forma reduzida nas suas contrapartes estruturais resultante da especificação de um VAR demasiado parcimonioso²⁸. Da comparação dos resultados com os quatro critérios, os autores encontraram que, em geral, à medida que a ordem do VAR se aproximava melhor do processo gerador dos dados os testes sequenciais tendiam a fornecer resultados mais fiáveis do que os testes baseados em informação, confirmando, desta forma, os resultados obtidos por outros autores no contexto univariado dos testes de raiz unitária.

Os artigos até agora referidos estudaram a performance relativa dos critérios de escolha da selecção da truncagem dos desfasamentos em estruturas VAR, supondo um k igual para cada variável. Tal tem sido o pressuposto adoptado na maior parte dos trabalhos empíricos porque corresponde a uma maior simplicidade nos procedimentos do que se, alternativamente, se supuser diferente duração dos *lags*²⁹. Contudo, esta segunda hipótese assume uma relevância clara no contexto da análise de estruturas autoregressivas, dado que se for assumido incorrectamente um k igual, isso equivale à imposição de restrições nulas sobre um modelo sobreparametrizado, ou seja, mesmo que a verdadeira duração dos *lags* (o k máximo para todo o modelo) possa ser estimado, tal modelo estará sobreparametrizado pois, pelo menos, uma das matrizes de parâmetros irá contar com zeros. Numa situação contrária, a duração dos *lags* estará subestimada e, pelo menos, uma variável com *lag* k é falsamente excluída do modelo quando uma matriz de coeficientes desfasados é deixada de fora.

A novidade da abordagem de GREDENHOFF e KARLSSON (1997) é, precisamente, considerar a possibilidade de uma truncagem dos polinómios diferente para cada variável inserida num VAR. Numa investigação exhaustiva dos problemas referidos, Gredenhoff e Karlsson analisaram a sensibilidade dos critérios de informação mais populares para a escolha da selecção da truncagem dos desfasamentos em estruturas VAR - AIC, BIC, e HQ - baseados em pressupostos de igual e diferente duração dos desfasamentos da estrutura do verdadeiro modelo. Os autores desenvolveram também um procedimento (modificando o definido em 1979 por Hsiao) para aplicar sob o pressuposto de um k diferente para cada variável³⁰. As performances dos

²⁸ Foram efectuadas um grande número de experiências, cada uma delas conduzida para 1000 réplicas sobre uma amostra de 200 observações.

²⁹ Com um k diferente, o número de combinações possíveis para k aumenta drasticamente. Se tivermos um VAR com n variáveis tal envolve a tarefa de seleccionar n durações de desfasamentos (de k_1 a k_n). Se K for o maior *lag* considerado, existem $(K+1)^n$ combinações a investigar por equação e $(K+1)^{n^2}$ possíveis para o sistema como um todo.

³⁰ As fases a seguir para aplicar tal procedimento são descritas nas págs. 6-7 do artigo de Gredenhoff e Karlsson.

diferentes critérios informacionais foram estudadas com base em simulações de Monte Carlo produzidas para uma variedade de modelos VAR, com estruturas diferenciadas, que exibiam propriedades semelhantes às normalmente geradas pelas séries temporais macroeconómicas em amostras finitas. Os resultados obtidos levaram os autores às seguintes conclusões principais: (1) sob o pressuposto de k igual, os critérios AIC e HQ resultam bem na maioria dos casos, sendo menos parcimoniosos e estimando k mais correctamente do que o BIC³¹; (2) para modelos maiores há uma maior tendência para o AIC e, especialmente, para o HQ melhorarem a sua performance, com o critério HQ a seleccionar k correctamente com maior frequência do que AIC; (3) o AIC subestima a duração dos lags menos frequentemente do que HQ e, logo, deve ser o preferido quando a preocupação maior é com a inferência estatística³²; e, (4) o procedimento modificado de Hsiao permitindo um k diferente produz resultados razoáveis quando o verdadeiro modelo VAR exhibe uma duração dos lags diferente e uma estrutura de desfasamentos complicada.

Ponderada a evidência da literatura atrás apresentada, vem reforçada a ideia de que a inferência estatística em estruturas autoregressivas vectoriais é altamente sensível à escolha da truncagem dos polinómios de desfasamento. Por seu lado, não existe um guião que facilite a tarefa de escolha entre os vários critérios existentes, informacionais ou sequenciais, para proceder à selecção de k . A performance destes depende muito da amostra concreta em estudo e dos fins com que se usam os modelos. Apesar de tudo, parece legítimo concluir-se que no contexto específico da aplicação empírica dos SVAR devem preferir-se os métodos sequenciais a testes baseados em informação, para evitar potencial enviesamento das estimativas, mesmo se pensarmos que podem implicar estruturas de desfasamentos mais longas e, conseqüentemente, intervalos de confiança mais alargados em torno das estimativas pontuais. Simultaneamente, podem usar-se alguns dos critérios informacionais de forma a obter informação complementar e dar robustez aos resultados.

5.3.3.2. DIFERENCIAÇÃO

No contexto da análise VAR tem sido relevado o tema da estacionaridade das séries, relacionado com a presença/ausência de raízes unitárias e com a cointegração. A literatura aponta, em geral, para a necessidade de se proceder previamente a testes de raiz unitárias e de cointegração sobre as variáveis, de forma a decidir quanto à especificação autoregressiva mais

³¹ Indo contra o encontrado por LÜTKEPOHL (1985) que, como vimos, entre os três critérios atribuiu a melhor performance ao BIC. Já neste trabalho, o BIC mostrou-se altamente parcimonioso, subestimando o verdadeiro k em todos os casos considerados por Gredenhoff e Karlsson. Os autores justificaram tal discrepância de resultados ao facto de Lütkepohl ter considerado apenas modelos com $k = 1$ e $k = 2$, onde a forma de subestimação da duração dos lags é, naturalmente, pequena. Perante isto, consideravam a utilidade da aplicação do BIC apenas para fins de previsão, mas nunca para efeitos de inferência estatística.

³² O mesmo se aplicando ao critério FPE de Hsiao que gerou resultados similares ao AIC e que, por isso, não foram apresentados pelos autores. Tal afigura-se consistente com a conclusão de Lütkepohl de que os dois critérios eram assintoticamente equivalentes.

adequada. A questão importante aqui é, através da realização de tais testes preliminares, determinar se os dados devem ser usados em níveis ou diferenciados, de forma a que as estatísticas tenham a validade assintótica tradicional. A prática corrente tem sido o uso de VAR's nas diferenças das séries quando estas se apresentam integradas e não cointegradas e na forma de um MCE quando são integradas e cointegradas³³.

A defesa da estimação de VAR's nas diferenças quando as séries contêm raízes unitárias e não são cointegradas prende-se com a validade da inferência estatística da estimação e dos testes de hipóteses. Um excelente trabalho de exposição das diferenças na teoria limite assintótica perante VAR's estacionários e não estacionários é o de PHILLIPS (1998). Aí se mostra que nos VAR's estacionários as estimativas das respostas-impulso e das decomposições da variância do erro de previsão são consistentes e, sob condições de centralização e escalas apropriadas, têm distribuições normais assintóticas. Já quando existem algumas raízes unitárias no sistema VAR, a teoria limite dos coeficientes VAR estimados muda e existem componentes não normais. Em tal caso, a matriz total dos coeficientes de regressão estimados de um VAR é assintoticamente normal mas singular, na medida que existem alguns componentes no sistema (como raízes unitárias e vectores de cointegração) que convergem a uma taxa mais rápida. Neste caso, os coeficientes VAR's estimados são consistentes mas o mesmo não acontece, contrariamente ao esperado, com as estimativas das respostas-impulso e das VDF, cujos estimadores OLS não são consistentes em horizontes longos. Tal decorre do facto dos efeitos não estacionários serem transportados ao longo do tempo e, desta forma, as respostas-impulso e as VDF não convergirem para o seu verdadeiro valor mas antes para um valor aleatório.

Neste contexto da abordagem dos problemas ao nível da inferência estatística dos VAR's não estacionários, um dos temas mais explorados foi, sem dúvida, o da dependência dos resultados de causalidade de Granger quanto ao uso de variáveis em níveis ou nas diferenças. Um grande número de artigos, onde se destacam os de CHRISTIANO e LJUNGQUIST (1988), de SIMS *et al.* (1990), de TODA e PHILLIPS (1993a; 1993b) e de THOMA (1994), investigou tal assunto.

Numa linha contrária à defendida nos outros três trabalhos citados no parágrafo anterior, CHRISTIANO e LJUNGQUIST (1988) e THOMA (1994) defenderam o uso dos níveis das variáveis nos testes de causalidade em VAR's. Das experiências de simulação efectuadas sobre uma representação VAR-bivariada (moeda e produto), aqueles autores encontraram causalidade

³³ Não obstante, tem havido alguma discussão sobre se nos VAR's as variáveis têm de ser estacionárias. Nomeadamente, SIMS (1980) e DOAN (1992: 8-3) recomendavam não diferenciar mesmo se as séries tivessem uma raiz unitária, alegando que o objectivo da análise VAR era determinar as interrelações entre variáveis e não as estimativas em si dos parâmetros. Ora a diferenciação iria "jogar fora" a informação relativa aos co-movimentos nos dados (tais como a possibilidade de relações de cointegração) sem produzir ganhos adicionais. Adicionalmente, outros autores, como BANERJEE *et al.* (1993), mostraram que a potência da maioria dos testes estatísticos e procedimentos de estimação lidando com variáveis estacionárias nas diferenças é fortemente reduzida em pequenas amostras e, daí, não se dever colocar demasiado ênfase nos resultados dos testes de raiz unitária.

estatisticamente significativa entre moeda e produto apenas quando os dados eram medidos em níveis. Christiano e Ljungquist mostraram que, afinal, a explicação do *puzzle* (existência de causalidade nos dados em níveis e não nos dados diferenciados) residia apenas na falta de potência do teste F para detectar tal causalidade quando os dados são diferenciados, havendo o perigo de efectuar falsas inferências estatísticas. Já Thoma atribuiu o elevado grau de variabilidade nos resultados dos testes de causalidade entre moeda e rendimento a uma elevada correlação com o andamento do ciclo económico, verificando que numa fase de declínio a relação de causalidade moeda-rendimento era muito maior do que em época de expansão³⁴.

SIMS *et al.* (1990), contrariamente, alertaram para o facto da teoria assintótica gaussiana tradicional apenas poder ser usada para interpretar o teste F no bloco de exogeneidade dos VAR's quando as restrições sob teste podiam ser expressas sobre variáveis estacionárias com média nula ou, alternativamente, para sistemas cointegrados. Se os testes de causalidade fossem aplicados sobre séries com raiz unitária, mas incluídas nos seus níveis, as distribuições assintóticas do teste F não tinham distribuição normal, nem sequer assintoticamente, pelo que ao utilizar as distribuições tradicionais a literatura estaria a sobreavaliar nos VAR's monetários a capacidade preditiva da moeda. Ao invés, para séries não estacionárias, o sistema VAR devia ser especificado nas diferenças, de forma a que estatísticas de teste associadas tivessem distribuição tradicional e os seus resultados fossem válidos. Contudo, o uso das primeiras diferenças das variáveis (taxas de crescimento quando tomados os seus níveis logarítmicos) pode tornar a interpretação económica particularmente complicada. Donde, os autores referiam a necessidade de realizar de testes de estacionaridade/cointegração sobre as variáveis de molde a se poder proceder depois a testes como os da causalidade de Granger com a teoria estatística clássica. Se, porventura, tais testes sugerissem uma determinada forma específica de não estacionaridade mas para um nível de significância marginal (não inferior a 10%) aconselharam a efectuar os testes sob as duas hipóteses: não integração e integração.

Estendendo a abordagem de Sims *et al.* ao caso geral, TODA e PHILLIPS (1993a) desenvolveram a teoria limite para os testes Wald de causalidade de Granger para VAR's em níveis e MCE's do tipo de Johansen, permitindo a presença de *trends* estocásticos e de cointegração e, conseqüentemente, formalizando a caracterização das circunstâncias em que os testes de Wald são assintoticamente válidos pelo critério de χ^2 . Os resultados da inferência em VAR's em níveis não se revelaram encorajadores. Na secção 3, os autores mostraram que os testes de causalidade baseados em estimadores OLS para VAR's não restringidos em níveis não eram úteis em geral devido a incertezas relativas à teoria assintótica relevante e potenciais

³⁴ Desta forma, ao mostrar que a moeda causava no sentido de Granger o produto, ambos os trabalhos removeram um desconforto potencial para os vários modelos que atribuem um papel importante da moeda nas flutuações económicas, nomeadamente os modelos monetários dos ciclos económicos.

parâmetros de erro no limite. Adicionalmente, demonstraram que sem informação explícita sobre o número de raízes unitárias no sistema e da ordem de certas submatrizes no espaço de cointegração era impossível determinar, à partida, a teoria limite e, mesmo quando tal informação estivesse disponível, esta envolvia frequentemente parâmetros de erro e distribuição não padrão, não havendo, assim, uma base estatística satisfatória para realizar tais testes³⁵.

Esta conclusão, de que o uso empírico de testes de causalidade de Granger em VAR's em níveis não deve ser usada na presença de raízes unitárias e de cointegração, é reforçada num outro estudo efectuado por Toda e Phillips (1993b) sobre os problemas levantados pelos efeitos espúrios de raízes unitárias em VAR's em níveis. De forma interessante, os autores mostraram que, quando as variáveis são não estacionárias, a estatística de Wald para testar a hipótese de "bloco de exogeneidade" não tem a distribuição assintótica usual de χ^2 , ao passo que para variáveis estacionárias a distribuição assintótica continua a ser a de χ^2 , não obstante o facto da inclusão de um *random walk* no sistema VAR³⁶.

Embora o ênfase da análise de Toda e Phillips tenha sido, especificamente, o da influência da não estacionaridade na inferência estatística dos "testes de exogeneidade", este é apenas um caso especial do tipo de problemas que podem surgir relativamente ao usos de dados não estacionários. É que, de acordo com o salientado pelos autores, as estatísticas dos testes vulgarmente usadas podem não só convergir para distribuições não padrão, como também as distribuições assintóticas podem ter termos de erro. Tais problemas tornam, assim, muito difícil toda a inferência estatística que é efectuada sob não estacionaridade.

Os estudos revistos mostraram, em geral, ser imprescindível fazer o estudo prévio da estacionaridade das séries pois a questão da estacionaridade tem implicações importantes no contexto dos testes associados aos VAR's e muito particularmente nos testes de causalidade de Granger. Actualmente, o procedimento mais usado consiste em investigar o tipo de não estacionaridade através de testes de raiz unitária e estacionar as séries posteriormente à luz dos resultados daqueles testes. Se estes indicarem claramente que as séries são I(1) e não cointegradas, então toda a análise VAR, incluindo a dos testes estatísticos associados, deve ser conduzida no âmbito de um VAR nas primeiras diferenças das séries. Por outro lado, quando além

³⁵ Já a situação relativa aos testes de causalidade em MCE's, embora mais complexa, mostrou-se mais animadora. Os autores mostraram que, em geral, os testes para a causalidade em MCE's também sofriam de dependências de parâmetros de erro assintoticamente e que, em certos casos importantes, a teoria limite dos testes de causalidade de Wald era não padrão, podendo ser caracterizada com termos de funções não lineares de χ^2 variados. Ambos os resultados revelam-se surpreendentes à luz da investigação anterior (em particular, dos resultados do influente trabalho de Phillips, 1991), que apontava para a validade geral da assintótica χ^2 dos testes de Wald em tais modelos. Contudo, como é referido pelos autores, a situação não é tão severa como na estimação dos VAR's em níveis, havendo algumas situações importantes em que a teoria limite dos testes de causalidade é a de χ^2 .

³⁶ Ilustrando esta afirmação, os autores apresentaram algumas percentagens da distribuição baseadas em simulações informáticas para os dois casos, variáveis I(1) e I(0), e concluíram que o tratamento e os resultados diferiam para ambos.

de integradas as variáveis exibem uma relação de cointegração entre elas, a representação adequada de tal sistema passa por um MCE.

A importância do tema “cointegração” para a especificação dos SVAR’s justifica que tenhamos remetido a sua abordagem para uma secção autónoma deste capítulo (secção 5.4).

5.3.4. CRÍTICAS

A estimação dos SVAR e a respectiva inferência estatística não têm sido muito questionadas pela literatura. Reconhece-se, nomeadamente, que se no processo de identificação for usado um modelo estrutural razoável, então os resultados da decomposição das variâncias e das respostas-impulso são robustos ou, por outras palavras, a robustez da inferência estatística dos SVAR’s só deve ser posta em causa quando as restrições de identificação impostas são fracas. Neste sentido, o ênfase da literatura “crítica” da análise SVAR, na qual se incluem os artigos de KEATING (1990; 1992), LIPPI e REICHLIN (1993) e COOLEY e DWYER (1998), tem recaído na discussão de quais as regras apropriadas a aplicar na identificação do modelo estrutural.

KEATING (1990: 458) sistematizou as principais falhas potenciais do uso dos modelos SVAR. Desde logo, tal como no caso dos VAR ateóricos (e, provavelmente, da maioria dos métodos de modelização empírica), aos SVAR são apontadas as críticas de omitirem variáveis importantes da análise e de assumirem que os parâmetros económicos são invariáveis temporalmente. Uma outra falha da modelização SVAR salientada pelo autor, a “crítica das expectativas racionais”, dirigiu-se, especificamente, às restrições contemporâneas de exclusão usadas para identificação dos erros estruturais. Keating mostrou que aquelas produziam, geralmente, estimativas inconsistentes dos parâmetros de expectativas racionais, face à pouca atenção dada a comportamentos *forward-looking*. O argumento invocado era que se os agentes têm expectativas racionais, a estrutura dinâmica da economia irá influenciar o modelo contemporâneo, pois qualquer inovação observada irá afectar as expectativas (racionais) dos agentes e daí que os coeficientes estimados pela abordagem SVAR padrão não fossem parâmetros “profundamente” estruturais, mesmo se as restrições de exclusão contemporâneas fossem apropriadas³⁷.

³⁷ De forma a dar uma resposta a esta “crítica das expectativas racionais”, Keating desenvolveu um método alternativo para identificar modelos de expectativas racionais dentro da estrutura SVAR (a que chamou RESVAR) e demonstrou, através de duas versões modificadas do modelo de TAYLOR (1979), a sua plausibilidade e potenciais vantagens como processo alternativo de modelização. Tal procedimento decorria a dois passos: (1º) estimação dos coeficientes e dos resíduos da forma reduzida e (2º) combinação de tais estimativas e das restrições de expectativas racionais com o modelo estrutural contemporâneo de forma a estimar os parâmetros estruturais.

Quanto aos SVAR's de longo prazo, a limitação mais grave apontada à técnica de decomposição de Blanchard-Quah diz respeito ao problema levantado por LIPPI e REICHLIN (1993) das designadas por representações *nonfundamental*³⁸. Critica-se, essencialmente, a conclusão principal do trabalho de Blanchard e Quah (bem como de outros estudos empíricos nele baseados) de que as flutuações do produto são principalmente motivadas por choques da AD. Lippi e Reichlin consideravam que tal conclusão decorria naturalmente do modelo macroeconómico keynesiano subjacente (uma versão ligeiramente modificada do modelo de FISCHER, 1977), e da restrição associada de que, no longo prazo, os choques da AD não exercem efeitos sobre a actividade económica real. A convicção dos autores era que representações alternativas não padronizadas podiam implicar resultados diferentes sobre a contribuição dos choques da AD no andamento da actividade económica³⁹.

Respondendo àquela crítica, BLANCHARD e QUAH (1993) contra-argumentaram que tal problema era relevante para a prática macroeconómica em geral, não sendo específico a aplicações VAR ou SVAR, dado que na maioria dos modelos usados na análise das séries temporais apenas se recuperam as perturbações *fundamental*⁴⁰. Mais, segundo os autores, tal crítica coloca-se com maior pertinência no contexto dos modelos cointegrados porque os procedimentos padrão usados na sua análise não garantem a recuperação em termos apropriados dos erros estruturais e, logo, dos efeitos dinâmicos destes. Mostraram assim que, partindo de um modelo para o qual as perturbações eram *fundamental*, uma representação padrão de um sistema cointegrado gerava dinâmicas de curto prazo intrinsecamente diferentes das perturbações originais, ou seja, a análise não gerava as perturbações ou dinâmicas de interesse. Contudo, como Blanchard e Quah fizeram questão de notar, a riqueza da literatura sobre cointegração reside na inferência estatística e não no tema de identificação das perturbações, pelo que a questão de saber se uma representação é fundamental, ou não, é irrelevante. Contrariamente, já para o tema da identificação, tal é determinante sempre que um investigador pretenda dar uma interpretação económica às séries temporais.

Também COOLEY e DWYER (1998) criticaram a abordagem SVAR e, em particular, a sua aplicação ao estudo dos ciclos económicos, considerando que a abordagem das características empíricas destes últimos atribuía um pequeno papel à teoria económica. Partindo desta ideia de base, os autores examinaram o problema de falhas na identificação dos modelos SVAR, concretamente no processo de imposição de restrições. Estas foram catalogadas por Cooley e Dwyer em

³⁸ Para uma discussão aprofundada da relevância deste problema à luz da literatura SVAR existente veja-se AMISANO e GIANNINI (1997: Cap. 8).

³⁹ Para provar tal afirmação, Lippi e Reichlin tomaram por base um desenvolvimento do modelo teórico com considerações de processos *learnig-by-doing*, correspondentes a um dado VAR estimado, e obtiveram uma redução considerável da contribuição dos choques AD nas flutuações do produto real.

⁴⁰ Reconheceram, no entanto, que as representações *nonfundamental* podiam, potencialmente, alterar as conclusões sobre a importância relativa e as dinâmicas dos diferentes tipos de fontes de perturbações económicas.

dois tipos: (1) “teóricas”, porque derivadas de um determinado modelo teórico e (2) “auxiliares” ou “ateóricas”, porque referentes à especificação das séries temporais (como seja a estacionaridade ou não dos dados) e às interações entre as inovações estruturais (como a ortogonalidade dos choques, por exemplo). O problema, segundo os autores, era estas últimas serem consideradas inócuas quando, de facto, impunham uma estrutura significativa num modelo e, conseqüentemente, deveriam ser firmemente estabelecidas a partir de uma teoria económica⁴¹.

Um outro problema evidenciado na literatura é o facto dos SVAR’s de longo prazo serem, usualmente, aplicados em amostras de dimensão reduzida, o que invalida uma boa aproximação da matriz de multiplicadores de longo prazo. Embora este tipo de questão econométrica tenha sido, nos últimos anos, objecto de atenção em vários estudos no contexto de séries temporais univariadas, não recebeu tanta atenção no contexto multivariado.

Não obstante, existe actualmente um conjunto de tentativas no sentido de fornecer uma caracterização geral das propriedades da abordagem SVAR baseada em restrições de longo prazo. Nomeadamente, autores como RACETTE *et al.* (1994), GORDON e BOCCANFUSO (1998) e DWYER (1998) defendem o uso de técnicas Bayesianas nos SVAR’s para efeitos de fortalecer o programa actualmente em curso de identificação dos SVAR. Nestes trabalhos demonstra-se que os métodos Bayesianos fornecem uma estrutura clara e coerente para tirar partido da informação contida nos dados podendo, assim, ajudar no trabalho empírico de imposição de restrições sobre o modelo e, conseqüentemente, no domínio da análise da política económica⁴².

5.4. COINTEGRAÇÃO

A introdução do tema da cointegração na economia empírica ficou a dever-se a ENGLE e GRANGER (1987), os quais desenvolveram uma estrutura muito útil de analisar as relações entre as séries temporais económicas, tanto de curto como de longo prazo. A partir de então, os investigadores começaram a experimentar novos métodos e a estudar os problemas levantados à modelização econométrica em termos de identificação, estimação e inferência estatística.

⁴¹ Os autores efectuaram uma análise de sensibilidade em relação aos pressupostos auxiliares e, baseando-se no modelo de Blanchard-Quah, demonstraram que, mesmo quando um processo económico satisfaz as fracas restrições teóricas impostas num SVAR, as identificações subsequentes induzidas pelo modelo podem não representar devidamente as verdadeiras respostas dinâmicas de tais processos. Tal decorre da sensibilidade das dinâmicas implicadas no SVAR a estes pressupostos auxiliares, os quais, como são usados para identificar o modelo, se forem mal especificados podem ter um grande impacto sobre as respostas dinâmicas estimadas.

⁴² Para evidenciar das potencialidades dos modelos Bayesianos neste domínio, RACETTE *et al.* (1994) fizeram a aplicação a dados da economia canadiana no período 1971-1987, GORDON e BOCCANFUSO (1998) usaram o modelo AD-AS e DWYER (1998) efectuou a comparação de vários modelos SVAR de interacção entre os sectores real e monetário, com 6 séries temporais americanas, sob pressupostos alternativos relativos à natureza de regras de oferta monetária e duração dos desfasamentos.

Podemos dividir em dois grandes ramos tal profícua investigação, desenvolvida desde meados da década de oitenta até aos nossos dias⁴³: (1) o da detecção de uma única relação de cointegração, com particular relevo para o trabalho de ENGLE e GRANGER (1987) e (2) o da análise de múltiplos vectores de cointegração, no âmbito de estruturas VAR, iniciada com o influente *paper* de JOHANSEN (1988).

Nesta secção efectuamos uma abordagem do tema da cointegração, começando por uma apresentação do conceito e dos testes mais usados na análise empírica e terminando com uma síntese dos principais desenvolvimentos em curso sobre o tema.

5.4.1. CONCEITO E SUA RELEVÂNCIA

O conceito de cointegração diz-nos que se um conjunto de séries integradas possuir um tipo de não estacionaridade estocástica semelhante, ou seja, uma tendência comum, pode existir no mínimo uma combinação linear entre elas que é estacionária⁴⁴.

ENGLE e GRANGER (1987) foram os primeiros a formalizar o conceito de cointegração, relativo às propriedades conjuntas de séries individualmente integradas. De acordo com os autores, um dado vector Y_t de n variáveis, diz-se cointegrado de ordem d e b , ou seja, $CI(d, b)$, quando satisfaz cumulativamente duas condições:

- (i) Todas as componentes de Y_t são $I(d)$;
- (ii) Existe pelo menos um e, possivelmente, r “vectores de cointegração”, α_i , tal que a combinação linear $\alpha_i' Y_t$ é $I(d - b)$, com $\alpha \neq 0$ e $d \geq b > 0$.

Desta definição podemos extrair algumas conclusões importantes.

Desde logo, é de notar a proximidade entre os conceitos de cointegração e de raiz unitária. Só existe cointegração entre determinadas séries se não for possível rejeitar a hipótese de raiz unitária em cada uma delas individualmente, mas se for possível rejeitar tal hipótese em, pelo menos, uma combinação linear dessas séries⁴⁵. Donde, o conceito de cointegração diz respeito

⁴³ São muitas as referências bibliográficas que dão conta de tais desenvolvimentos. A compilação de artigos efectuada por ENGLE e GRANGER (1991) e as obras de BANERJEE et al. (1993) e JOHANSEN (1995) são dedicadas em exclusivo ao tema da cointegração. Referências em partes de livros incluem GREENE (1993: Cap. 19), HAMILTON (1994: Cap. 19-20), ENDERS (1995: Cap. 6), HATANAKA (1996: Parte II) e MADALLA e KIM (1998: Cap. 5-7).

⁴⁴ Donde se deduz que a análise de estacionaridade é prévia à abordagem da cointegração.

⁴⁵ O caso mais frequente é $d = 1$ e a cointegração significa que, embora as séries sejam $I(1)$, existe pelo menos uma combinação linear entre as séries que é estacionária. O exemplo típico é dado por uma equação da procura de moeda do tipo: $m_t = \beta_0 + \beta_1 p_t + \beta_2 y_t + \beta_3 r_t + e_t$. Se a oferta de moeda (m_t), o nível de preços (p_t), o rendimento real (y_t) e a taxa de juro (r_t) forem todas variáveis $I(1)$, e a combinação linear $e_t = m_t - \beta_0 - \beta_1 p_t - \beta_2 y_t - \beta_3 r_t$ é estacionária, então as variáveis são integradas de ordem $(1, 1)$. O vector Y_t é, neste caso, $(m_t, 1, p_t, y_t, r_t)'$ e o vector de cointegração é $(1, -1, -\beta_1, -\beta_2, -\beta_3)'$. O desvio de equilíbrio de longo prazo do mercado monetário é e_t , o qual é temporário por natureza.

apenas a combinações lineares de variáveis não estacionárias. Por outras palavras, embora teoricamente seja possível que existam relações não lineares entre um conjunto de variáveis integradas, o actual estado da prática econométrica não é capaz de testar relações de cointegração não lineares.

Outro ponto a salientar é que o vector de cointegração não é único. Ou seja, se $(\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$ é um vector de cointegração, então para qualquer valor não nulo de λ , $(\lambda\alpha_1, \lambda\alpha_2, \dots, \lambda\alpha_n)$ é também um vector de cointegração.

Um terceiro aspecto a realçar é que a afirmação “todas as variáveis devem ser integradas da mesma ordem”, não implica que todas as variáveis integradas da mesma ordem são cointegradas; pelo contrário, usualmente um conjunto de variáveis $I(d)$ é não cointegrado. Tal falta de cointegração implica não equilíbrio de longo prazo entre as variáveis; logo, estas podem vaguear arbitrariamente independentemente do percursos das outras. A dedução a fazer é, antes, que se as variáveis forem integradas de ordens diferentes não podem ser cointegradas⁴⁶.

Outra conclusão importante é que se o vector Y_t tiver n componentes (n séries temporais) podem haver r vectores de cointegração linearmente independentes, com $r \leq n-1$, os quais serão colhidos juntamente no vector α de dimensão $(n \times r)$. Por construção, a ordem de r tornou-se conhecida como “ordem de cointegração” (*cointegration rank*) de Y_t .

Por fim, de referir que o caso prático de maior interesse na literatura corresponde a quando $d = b = 1$, ou seja, as variáveis são individualmente $I(1)$ mas existe uma combinação linear $Z_t = \alpha'_1 Y_t$ que é $I(0)$. A razão tem a ver com o facto da regressão tradicional ou da análise das séries temporais se aplicar apenas quando as variáveis são $I(0)$ e porque poucas variáveis são integradas de uma ordem superior à unidade⁴⁷. Por isso é que, quando tal não é ambíguo, muitos autores usam o termo “cointegração” para referir o caso para o qual as variáveis são $CI(1, 1)$.

A hipótese de existência de cointegração entre séries macroeconómicas tem importância quer sobre teoria económica quer sobre a inferência estatística.

Ao nível teórico e económico, a principal implicação é que, se duas ou mais variáveis são cointegradas (ainda que cada uma delas seja não estacionária e, portanto tenha variância infinita), existe um equilíbrio entre essas variáveis que se verifica necessariamente no longo prazo, ou seja, para além de uma perturbação estacionária e de variância finita. Assim, as séries em causa, ainda que podendo exibir dinâmicas e interrelações a curto prazo muito variadas, verificam entre elas uma ligação forte de longo prazo, no sentido em que não podem afastar-se

⁴⁶ Tal decorre do facto de que, quando duas séries são integradas de diferentes ordens, as combinações lineares entre elas serão integradas pela maior das duas ordens (GREENE, 1993: 567).

⁴⁷ Como salienta ENDERS (1995: 411), do ponto de vista técnico é possível que se todos os elementos de Y_t forem $I(0)$, Z_t seja integrado de ordem (-1) . Contudo, este caso é de pouco interesse para a análise económica.

muito umas das outras nesse horizonte temporal, isto é, o erro de equilíbrio entre elas é estacionário. Tal significa que um conjunto de séries não estacionárias estão ligadas entre si no longo prazo, parecendo intuitivo que essa força de atracção resulta do equilíbrio económico. Pode assim interpretar-se $\alpha'Y_t = 0$ como a relação de longo prazo entre as variáveis e Z_t como o “erro de equilíbrio”. Se, pelo contrário, não existe cointegração entre determinadas séries macroeconómicas, tal significa que não existe no funcionamento da economia nenhuma força que as leve a aproximarem-se no horizonte temporal de equilíbrio, pelo que essas séries podem, teoricamente, afastarem-se umas das outras. Além disso, como os vectores de cointegração representam a relação linear que atrai as séries no longo prazo, definindo as relações lineares para as quais as séries tendem naquele horizonte de equilíbrio (apesar do afastamento que podem exibir em horizontes finitos), aqueles devem ser vistos como restrições que a estrutura da economia impõe ao relacionamento entre as variáveis no longo prazo, ou seja, restrições de equilíbrio na economia⁴⁸.

Já no que diz respeito à inferência estatística, é de salientar que a regressão entre variáveis não estacionárias pode levar à detecção de relações espúrias entre as variáveis, sendo os estimadores inconsistentes em tais casos. No entanto, se for detectada cointegração entre tais séries individualmente $I(d)$, podem ser aplicados métodos de estimação e de previsão específicos, cujos estimadores já são consistentes. Por outro lado, a teoria da cointegração veio mostrar, entre outras coisas, que se a teoria económica impõe cointegração sobre um conjunto de variáveis não estacionárias, efectuar apenas as primeiras diferenças em todas as variáveis pode levar a problemas econométricos significativos. Intuitivamente, o problema surge porque um sistema cointegrado tem mais raízes unitárias do que variáveis e, logo, as primeiras diferenças de todas as variáveis irá sobrediferenciar o sistema (CAMPBELL e SHILLER, 1987: 200). Como veremos na secção seguinte, uma das soluções para o problema foi dada pelos modelos com mecanismo corrector de erro.

5.4.2. TESTES

Os testes de existência de cointegração são, na sua essência, testes à presença de raízes unitárias quando aplicados a mais do que uma variável. Assim, também neste campo, os problemas estatísticos de detectar cointegração são complexos e têm sido objecto de intensa investigação. Por isso, desde o aparecimento do conceito de cointegração, vários métodos têm sido propostos para o teste da hipótese de cointegração entre um determinado conjunto de séries,

⁴⁸ A teoria económica propõe forças que levam as variáveis a mover-se conjuntamente ao longo do tempo como, por exemplo, para as taxas de juro de curto e longo prazo, rendimento e despesa, ou preços do mesmo bem em diferentes mercados.

bem como para a estimação dos eventuais vectores de cointegração, em estruturas cada vez mais complexas.

Dada a impossibilidade de neste trabalho darmos cobertura a tão grande número de procedimentos, optamos por efectuar uma breve exposição dos testes mais usados no trabalho empírico, entre os quais se destacam os testes de Engle e Granger e de Johansen⁴⁹.

Teste de Engle-Granger

ENGLE e GRANGER (1987) foram pioneiros no desenvolvimento de um teste para a hipótese da existência de cointegração. Os autores propuseram um procedimento a dois passos para testar a cointegração entre variáveis com a mesma ordem de integração, o qual assenta nos resíduos das regressões de cointegração. O primeiro passo da análise consiste na determinação da ordem de integração das variáveis. No segundo passo é estimado o vector de cointegração α pelo método OLS e são testadas as propriedades da série dos resíduos quanto à sua estacionaridade através da implementação dos testes formais de Dickey-Fuller.

Além do teste a dois passos, o trabalho de ENGLE e GRANGER (1987) popularizou-se pela ligação efectuada entre cointegração e a representação dinâmica de modelos na forma de correcção de erro. Os autores mostraram que tal classe de modelos permite que as componentes de longo prazo das variáveis obedeçam a restrições de equilíbrio enquanto que as componentes de curto prazo têm uma especificação dinâmica flexível⁵⁰.

A ligação entre “cointegração” e “MCE’s” decorre da principal característica das variáveis cointegradas, isto é, do seu percurso temporal ser influenciado pela extensão do desvio de equilíbrio de longo prazo. Se o sistema voltar ao equilíbrio de longo prazo, os movimentos de, pelo menos, algumas variáveis devem responder à magnitude do desequilíbrio. Assim, o modelo dinâmico implícito nesta discussão é precisamente um MCE, no qual as dinâmicas de curto prazo das variáveis no sistema são influenciadas pelo desvio do equilíbrio, verificando-se que uma proporção do desequilíbrio num período é corrigido no próximo período por forma a que, no longo prazo, o sistema converge para a relação de cointegração, a qual relaciona as variações de uma variável com os erros de equilíbrio passados e com variações passadas das variáveis. Assim, qualquer MCE poderá gerar variáveis cointegradas e variáveis cointegradas podem ser expressas como solução dos MCE (JOHANSEN, 1997: 15).

⁴⁹ Uma exposição mais detalhada destes dois métodos consta do apêndice II a este capítulo, com especial ênfase no método de Johansen porque, dadas as vantagens comparativas em relação às outras técnicas de detecção de cointegração, foi o que seleccionamos para utilização na investigação empírica efectuada no capítulo 6.

⁵⁰ HENDRY (1986), GRANGER (1991) e JOHANSEN (1997) figuram entre as várias referências de introdução ao tema da cointegração, fornecendo uma discussão da importância de vários conceitos importantes como o da integração, cointegração e MCE na modelização das séries temporais económicas e das suas implicações teóricas. Por seu lado, WATSON (1994) procede a uma revisão dos desenvolvimentos ocorridos desde início da década de oitenta no domínio da econometria das séries temporais, dando destaque principal aos temas “VAR’s” e “cointegração”.

Teste de Johansen

No seu trabalho de 1988, Johansen unificou aquelas linhas de argumentação e iniciou o desenvolvimento de uma abordagem de máxima verosimilhança para a estimação e teste de vectores de cointegração múltiplos, partindo de um modelo multivariado especificado na forma de correcção de erro⁵¹.

Um vector Y_t integrando n variáveis endógenas, cada uma delas $I(1)$, que segue um processo VAR com desfasamentos de ordem k , pode ser reparametrizado de molde a ter uma representação na forma de um MCE, cuja especificação dinâmica geral, na forma matricial, é dada pela expressão seguinte:

$$(5.22) \quad \Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-1} + \Phi D_t + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i); \quad i = 1, \dots, k-1$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$$

Onde ΔY corresponde às primeiras diferenças das n variáveis endógenas presentes no modelo, D é um vector de variáveis não estocásticas e fracamente exógenas (tais como *dummies* sazonais ou de intervenção), μ_0 é o termo independente, μ_1 é o parâmetro associado à *trend* temporal t , e ε_t é um vector de variáveis gaussianas independentes, com média nula e matriz de variâncias Σ , ou seja, $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \Sigma)$.

O modelo (5.22), às vezes referido como modelo $I(0)$, tem a forma de um VAR tradicional em primeiras diferenças excepto no termo ΠY_{t-1} . A matriz Π , de dimensão $(n \times \tau)$, define as soluções de longo prazo e é designada de “matriz de longo prazo” ou “matriz cointegrante”. Como todas as variáveis do sistema, à excepção de Y_{t-1} , são $I(0)$, este apenas está equilibrado se $\Pi = 0$, caso em que as variáveis são não cointegradas, ou se ΠY_{t-1} for $I(0)$, caso em que as variáveis estão cointegradas. Esta informação pode ser obtida a partir da característica da matriz Π , τ , a qual indica a ordem de cointegração.

Existem três casos possíveis, que relacionam a característica da matriz Π com o número de vectores cointegrantes:

- (i) $\tau = n$: a matriz Π tem característica completa, o que indica que Y_t é estacionário.
- (ii) $\tau = 0$: Π é uma matriz nula. Não existindo nenhum vector cointegrante, o modelo acima corresponde a um VAR especificado nas diferenças.

⁵¹ Uma exposição completa e detalhada do conhecido como “procedimento de Johansen” é efectuada em JOHANSEN (1995) ou, em alternativa, nos manuais dos programas informáticos CATS (*Cointegration Analysis of Time Series*), de HANSEN e JUSELIUS (1995), e MALCOLM, de MOSCONI (1998).

- (iii) $0 < \tau < n$: existem τ vectores de cointegração distintos entre as variáveis incluídas em Y_t . Neste caso, a matriz Π pode ser decomposta de forma que $\Pi = \alpha\beta'$, onde α e β são matrizes de dimensão $(n \times \tau)$, podendo o modelo ser interpretado como um MCE. As colunas de β são os vectores de cointegração, enquanto que a matriz α contém os pesos com que cada vector de cointegração entra na equação de cada uma das variáveis endógenas⁵².

A hipótese de cointegração pode ser, então, formulada como:

$$(5.23) \quad H1(\tau) : \Pi = \alpha\beta'$$

Tal hipótese implica que o processo ΔY_t é $I(0)$, Y_t é não estacionário, mas $\beta'Y_t$ é estacionário. Assim, as relações $\beta'Y_t$ podem interpretar-se como relações estacionárias entre variáveis não estacionárias⁵³.

O problema resume-se, então, à determinação do número de vectores de cointegração distintos, o qual é obtido testando a significância das n das raízes características, λ_i , com $i = 1, 2, \dots, n$, da matriz Π ⁵⁴.

Estimadas as raízes características (ou “*eigenvalues*”), ordenam-se estas por ordem decrescente (ou seja, $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \lambda_n$) e testa-se a sua significância estatística. Para tal são propostas duas estatísticas sob a forma de rácios de verosimilhança: a estatística do traço (λ_{trace}) e a estatística da raiz característica máxima (λ_{max})⁵⁵.

A estatística λ_{trace} é calculada pela expressão:

$$(5.24) \quad \lambda_{trace} = -T \sum_{i=\tau+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \tau = 0, 1, \dots, n-1$$

A qual é ensaiada para a hipótese nula de que há, no máximo, τ vectores de cointegração (ou $n-\tau$ raízes unitárias), contra a alternativa de estacionaridade, em que não são impostas restrições sobre Π ($\tau = n$).

Complementarmente, a estatística λ_{max} permite ensaiar a H_0 de que há, no máximo, τ vectores de cointegração contra a hipótese alternativa de que existem $\tau+1$, usando a fórmula:

$$(5.25) \quad \lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{\tau+1}) \quad \tau = 0, 1, \dots, n-1$$

⁵² De certa forma, a matriz α pode ser vista como a matriz da rapidez dos parâmetros de ajustamento, pois informa sobre a velocidade à qual o sistema caminha para o seu equilíbrio de longo prazo. Assim, se o valor estimado de α for igual a 0,5, tal significa que a variável endógena se ajusta 50% em cada período face ao desvio de longo prazo registado no período anterior. Donde, quanto mais o valor do coeficiente estimado, tanto mais rápido é esse ajustamento no sentido do equilíbrio de longo prazo.

⁵³ Veja-se JOHANSEN (1991) e HANSEN e JUSELIUS (1995).

⁵⁴ JOHANSEN (1988; 1991) e JOHANSEN e JUSELIUS (1990) mostram como calcular as estimativas de máxima verosimilhança num modelo de cointegração multivariado, com erros gaussianos.

⁵⁵ Também designada por estatística do valor próprio máximo.

A encerrar esta subsecção, diremos que o confronto entre as duas abordagens, a de Engle-Granger e a de Johansen, tem sido favorável a esta última por se revelar mais geral e mais eficiente num contexto multivariado. De facto, o procedimento de Johansen permite testar o número de vectores de cointegração linearmente independentes, obter estimativas para cada um deles e testar as restrições lineares sobre os mesmos, no quadro de um sistema dinâmico estimado pelo método de máxima verosimilhança. É verdade que, posteriormente, outros autores também desenvolveram estimadores assintoticamente eficientes dos vectores de cointegração. Contudo, até agora, nenhuma dessas abordagens se distinguiu tanto, nem foi tão vastamente usada e discutida, como a de Johansen.

5.4.3. MODELIZAÇÃO DE SISTEMAS COINTEGRADOS

A abordagem de Engle e Granger introduziu a questão da modelização de sistemas VAR em que as séries económicas são $I(1)$ e cointegradas. A partir de então, uma literatura significativa, onde constam, entre outros, os trabalhos de SIMS *et al.* (1990), PHILLIPS (1991; 1998), JOHANSEN (1992a) e STOCK e WATSON (1993), dedicou-se à análise dos problemas de estimação e de inferência estatística em estruturas VAR.

Os resultados da análise de SIMS *et al.* (1990) levaram-nos a concluir que, em geral, os parâmetros que eram regressores não integrados tinham distribuição assintótica normal, enquanto que aqueles integrados ou cointegrados tinham distribuição assintótica não gaussiana. Para estes últimos, os testes t ou F ⁵⁶ podiam não ter distribuições limite padrão. Adicionalmente, os autores mostraram que, para o caso de modelos VAR cointegrados, a forma mais correcta de detectar causalidade entre as variáveis era a estimação do respectivo MCE em vez da prática comum de transformar os modelos para a forma estacionária através da diferenciação. No entanto, Sims *et al.* reconheciam a dificuldade da resposta à questão de saber se o modelo devia, ou não, ser transformado na presença de não estacionaridade, considerando que a comparação dos testes clássicos baseados em modelos transformados e não transformados continuava a ser uma área de controvérsia.

Na mesma linha, do estudo efectuado por PHILLIPS (1991), quanto às propriedades de estimativas de máxima verosimilhança em sistemas cointegrados, resultou que quando há cointegração deve-se incorporá-la num MCE, o qual tem a vantagem de resolver os problemas de especificação e de inferência. Neste trabalho, o ênfase é colocado na importância do uso apropriado de informação apriorística na estimação de sistemas cointegrados, considerando que na teoria clássica de estimação o negligenciar de informação resulta, tipicamente, em perdas da

⁵⁶ Os quais, como é sabido, em sistemas VAR têm a particularidade de testar a existência de causalidade entre as variáveis no sentido de Granger.

eficiência estatística. Especificamente, Phillips considerava não recomendável a estimação dos VAR's nos níveis das séries devido à subutilização de informação. Por outras palavras, se é sabido que existem raízes unitárias num modelo é preferível incorporá-las directamente na especificação de um modelo VAR ou num modelo MCE multiequacional. Adicionalmente, pelos mesmos motivos, o uso de um MCE a uma equação tem, em termos da inferência estatística, desvantagens semelhantes na medida em que se negligenciam equações adicionais do sistema⁵⁷.

Mais recentemente, num aprofundamento da investigação de 1991, PHILLIPS (1998) confirmou e demonstrou que os MCE's, correctamente especificados e utilizando estimativas consistentes da ordem de cointegração, produzem estimativas consistentes das respostas-impulso e das VDF, contrariamente ao que acontece para os VAR's não restringidos e VAR's Bayesianos, contendo elementos de não estacionaridade (raízes unitárias, quase unitárias, ou cointegração), pois as estimativas resultantes são inconsistentes em horizontes longos.

Em JOHANSEN (1992a), o tema em discussão é o problema da perda de eficiência na estimação parcial de modelos VAR no caso de cointegração. O autor mostrou que se podem estimar relações de cointegração num sistema VAR modelado parcialmente com o método de máxima verosimilhança. Do confronto dos estimadores baseados no sistema parcial com os do sistema total resultou que ambos são idênticos e eficientes, desde que as variáveis condicionais sejam fracamente exógenas para as relações de cointegração e seus coeficientes de ajustamento⁵⁸.

Por seu lado, STOCK e WATSON (1993) focaram os problemas de estimação e de inferência estatística em VAR's em que as variáveis podem ser integradas de diferentes ordens e cointegradas. Para os autores a tarefa de descrever tais relações de longo prazo reduzia-se à estimação dos vectores de cointegração. Por isso, derivaram dois estimadores de vectores de cointegração - OLS dinâmico e GLS (*Generalized Least Squares*) dinâmico - começando pelo caso de variáveis $I(1)$ e alargando a ordens d superiores, com enfoque particular para variáveis $I(2)$ ⁵⁹.

⁵⁷ O trabalho de CAMPBELL e SHILLER (1987), no âmbito de modelos de avaliação do valor actual de acções e obrigações para dados anuais dos EUA entre 1871-1986, pode ser visto como a aplicação empírica do caso teórico de Phillips. As variáveis seguiam processos estocásticos lineares estacionários nas primeiras diferenças mas não em níveis, havendo uma combinação linear das variáveis (o *spread*) estacionária, logo, as variáveis eram cointegradas. O procedimento de teste usado pode ser entendido como uma regressão a uma equação ou como um teste a restrições sobre um VAR em níveis.

⁵⁸ Relacionadamente, o papel fulcral da "exogeneidade fraca" na inferência estatística da ordem de cointegração é discutido por HARBO *et al.* (1998), os quais mostraram que as distribuições assintóticas das estatísticas do teste de rácio de verosimilhança da ordem de cointegração e as suas distribuições limite dependem do nº de *trends* comuns no sistema total e do nº de *trends* comuns gerados pelo sistema parcial, para o que derivaram a sua distribuição assintótica e tabelaram os valores críticos. Adicionalmente, no sentido de mostrar como implementar as técnicas desenvolvidas para testar a ordem de cointegração sob o pressuposto de exogeneidade fraca, efectuaram uma aplicação empírica à procura de moeda no Reino Unido, com dados entre 1963:1 e 1989:2.

⁵⁹ Stock e Watson procederam a uma aplicação dos seus estimadores ao caso da procura de moeda nos EUA entre 1900 e 1989. Os bons resultados obtidos tornam empiricamente plausível a observação teórica, levantada por alguns autores, de que a procura de moeda no longo prazo pode ser pensada como uma relação de cointegração entre encaixes monetários reais, rendimento real e uma taxa de juro.

Este trabalho de Stock e Watson representa um alargamento do estudo de PHILLIPS (1991), e do estimador proposto independentemente pelo mesmo autor para variáveis $I(1)$, a regressões de cointegração entre variáveis $I(d)$, com d qualquer, e componentes determinísticos⁶⁰. Da mesma forma, Stock e Watson provaram que tais estimadores “OLS e GLS dinâmicos” são assintoticamente equivalentes ao estimador de Johansen, ou seja, assintoticamente eficientes, produzindo estatísticas do teste de Wald com distribuições assintóticas nulas de χ^2 .

5.4.4. DESENVOLVIMENTOS RECENTES E EM CURSO

Na análise da cointegração entre séries $I(1)$ num contexto multivariado, o procedimento de Johansen foi, sem dúvida, aquele que mais se distinguiu não só ao nível das aplicações empíricas como também por ter servido de base a uma intensa actividade na literatura econométrica no sentido da sua generalização ou aperfeiçoamento em aspectos pontuais. Em relação às extensões actualmente em curso, podemos sistematizá-las, tendo em conta a intensa investigação aí centrada, naquelas que estão a ser dirigidas ao estudo de situações de multicointegração e de processos $I(2)$ e à análise da influência de quebras estruturais e sazonalidade na modelização de MCE's.

Generalizações do Método de Johansen

Dando sequência ao seu artigo de 1988, onde tratou da estimação de máxima verosimilhança do MCE sem qualquer componente determinística, Johansen produziu uma variedade considerável de outros trabalhos, os quais se revelaram de importância crucial na interpretação económica e na análise estatística e probabilística dos MCE's. Tais extensões incluem os trabalhos de JOHANSEN e JUSELIUS (1990) e de JOHANSEN (1991), com a introdução no modelo de um termo constante e *dummies* sazonais, de JOHANSEN (1994) que alargou este último modelo à presença de um *trend* temporal e a extensão do modelo (5.22) à inclusão de variáveis exógenas efectuada por JOHANSEN (1992a). Em relação a este último caso, refiram-se ainda as importantes contribuições de PESARAN *et al.* (1997) e de HARBO *et al.* (1998).

Por seu lado, QUINTOS (1998) generalizou a abordagem de JOHANSEN (1988) ao método dos momentos generalizados (GMM – *Generalized Method of Moments*), desenvolveu um teste para o número de vectores de cointegração e derivou a respectiva distribuição assintótica. Contrariamente ao método de máxima verosimilhança de Johansen, o qual assumia perturbações gaussianas i.i.d., Quintos utilizou uma abordagem que permite a não normalidade e correlação serial nas perturbações do modelo. A autora mostrou que, sob condições específicas, o estimador

⁶⁰ A aplicação empírica mais popular do estimador OLS dinâmico de Stock e Watson no caso $I(1)$, num MCE, deve-se a KING *et al* (1991). Os autores usaram um modelo VAR cointegrado, num sistema a 3 variáveis (produto, consumo e investimento), com um *trend* estocástico comum, para explicar as flutuações económicas americanas do pós guerra. Este trabalho assume um interesse acrescido porque combina os testes de cointegração com o tipo de decomposições estruturais dos choques económicos, as quais foram por nós discutidas na secção anterior.

de Johansen correspondia a um caso especial do estimador GMM e que, quando o pressuposto i.i.d. das perturbações do modelo não se verificava, este teste se comportava melhor em amostras finitas do que o teste LR de Johansen constituindo, assim, uma alternativa aos testes de cointegração em modelos multivariados.

O trabalho recente de JOHANSEN (1999) introduziu um factor de correcção, dependente do tamanho da amostra e dos parâmetros a estimar, para o teste LR de algumas hipóteses lineares sobre o espaço de cointegração num VAR (sobre β) quando os coeficientes de ajustamento α são fixos e conhecidos. Neste *paper*, Johansen derivou um termo de correcção (correcção de Bartlett) para a estatística do teste LR com a intenção de melhorar a aproximação à distribuição assintótica de χ^2 (pois a distribuição efectiva das estatística do teste para β no MCE depende da dimensão da amostra e do nº de parâmetros do modelo⁶¹).

Ainda mais recentemente, LÜTKEPOHL e SAIKKONEN (2000) propuseram testes modificados baseados no multiplicador lagrangeano, permitindo *trends* determinísticos lineares no processo gerador de dados. Esta modificação afigura-se de particular relevância porque, enquanto os testes padrão de ordem de cointegração usados na abordagem de Johansen dependem dos regressores determinísticos incluídos no sistema, os testes desenvolvidos por Lütkepohl e Saikkonen têm a vantagem de, sob a H_0 , as suas distribuições assintóticas não dependerem das propriedades de tais regressores, as quais são, frequentemente, desconhecidas na prática.

Outra Investigação em Curso

A apresentação da abordagem de Johansen atrás efectuada é válida apenas para variáveis I(1), onde se insere a maioria das séries macroeconómicas. Contudo, as análises empíricas conduzidas sobre variáveis nominais apontaram para a importância de também permitir estacionaridade de 2ª ordem. A extensão da abordagem da cointegração a processos I(2) eleva consideravelmente o grau de complexidade da análise⁶².

O MCE adequado ao estudo da cointegração com variáveis I(2) e, por isso, usualmente referido como modelo I(2), corresponde à seguinte reparametrização de (5.22):

$$(5.26) \quad \Delta^2 Y_t = \sum_{i=1}^{k-2} \Psi_i \Delta^2 Y_{t-i} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \Pi Y_{t-2} + \Phi D_t + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

Onde as matrizes Ψ , Γ e Π são obtidas a partir da estimação da matriz Π em (5.22).

Os trabalhos de ENGLE e YOO (1991) e de JOHANSEN (1992b) distinguem-se por constituírem o primeiro contributo para um alargamento dos temas da estimação e dos testes de hipóteses em sistemas cointegrados de 1ª ordem ao caso de cointegração entre variáveis I(2). De

⁶¹ Mesmo pensando que assintoticamente esta dependência desaparece, esta correcção é importante para amostras finitas.

⁶² MOSCONI (1998: 22-32) contém uma boa exposição do modelo I(2), com particular incidência no tema da inferência estatística (estimação e testes de hipóteses).

sublinhar a importância daquele artigo de Johansen, o qual contém uma descrição detalhada da técnica de estudo da cointegração para processos I(2), complementada com uma ilustração da sua aplicação no caso da paridade dos poderes de compra (PPC) entre a Austrália e os EUA. Tal exemplificação assume, essencialmente, um interesse didáctico dada a complicação inerente à técnica de Johansen quando aplicada a séries temporais económicas I(2).

Uma das modelizações mais recentes da cointegração entre séries económicas I(2) é devida a JUSELIUS (1998). O autor usou as ferramentas estatísticas recentemente desenvolvidas para analisar a cointegração entre dados I(2) para modelizar a moeda, rendimento, preços e taxas de juro na Dinamarca, no período 1974:1 – 1993:4, numa extensão de trabalhos anteriores, como o de JOHANSEN e JUSELIUS (1990), onde dados similares foram analisados mas apenas até 1987:3. O modelo empírico final (um MCE com termo constante, variáveis *dummy* centradas e *dummies* de intervenção) descrevia o ajustamento dinâmico de variação de curto prazo no processo, os desvios de *steady-state* de longo prazo e as intervenções políticas severas ocorridas no período de análise. Este trabalho fornece, assim, uma demonstração da relação próxima entre um modelo de séries temporais I(2), a sua representação estatística e a análise da cointegração.

Actualmente, a investigação sobre cointegração entre processos I(2) tem procurado desenvolver testes para a ordem de cointegração e para as respectivas propriedades de robustez, bem como promovido a discussão em torno do problema da condução da inferência assintótica⁶³. Contudo, embora já haja uma literatura substancial sobre o tema, não se dispõem ainda de valores críticos tabelados para a maior parte dos casos que se podem considerar quanto às componentes determinísticas a inserir em tais sistemas.

A expressão “multicointegração” é, às vezes, usada como sinónimo de cointegração entre variáveis I(2), dada a estreita relação entre os dois conceitos. Tal fenómeno foi, inicialmente, definido por GRANGER e LEE (1989) como a situação que ocorre quando o erro de equilíbrio acumulado cointegra com as variáveis I(1) originais do sistema.

O conceito pode ser formalizado da forma seguinte. Considere-se duas séries X_t e Y_t individualmente I(1) e cointegradas de tal forma que a variável $Z_t = X_t - Y_t$ é I(0). Se o valor acumulado de Z_t , isto é, se $\sum_{i=1}^t z_i$ estiver cointegrado com X_t e Y_t , então $u_t = \sum_{i=1}^t z_i - aY_t - bX_t$ será I(0). A designação de “multicointegração” advém, assim, da existência de dois níveis de cointegração: (1º) entre X_t e Y_t e (2º) entre X_t e Y_t e $\sum_{i=1}^t z_i$.

⁶³ Também ao nível informático estão a ser desenvolvidos programas para lidar com o fenómeno da cointegração em sistemas I(2). Distinguem-se entre estes, porque de uso mais generalizado, o MALCOLM de MOSCONI (1998), para executar no RATS. O MALCOLM é, assim, um programa mais completo do que o CATS de HANSEN e JUSELIUS (1995), também vastamente usado na análise da cointegração, dado que, para além do caso de variáveis I(1), inclui a análise de máxima verosimilhança de Johansen para o caso mais complicado de cointegração entre variáveis I(2) e tem a característica única de incluir rotinas para lidar com a abordagem SVAR, com ou sem cointegração entre as variáveis do sistema.

Em geral, estas situações de multicointegração surgem naturalmente em modelos económicos envolvendo relações entre fluxos e *stocks*⁶⁴.

Posteriormente, ENGSTED e JOHANSEN (1997) generalizaram a análise de Granger e Lee, colocando dois temas em destaque: (1) não se pode encontrar multicointegração num MCE cointegrado para variáveis $I(1)$ e (2) se, contudo, as variáveis acumuladas satisfizerem um MCE para variáveis $I(2)$ então existe a possibilidade de modelar cointegração para variáveis $I(1)$. Especificamente, os autores mostraram que se o processo for dado para um modelo VAR cointegrado com variáveis $I(1)$ então a multicointegração poderá não ocorrer, mas se o processo acumulado satisfizer um modelo $I(2)$ então já poderá haver multicointegração.

Os testes de cointegração, tal como os testes de raiz unitária, são sensíveis a fenómenos de sazonalidade e eventos atípicos tais como *outliers* e quebras estruturais. Daí que o debate sobre a influência de tais eventos na análise da estacionaridade ao nível univariado tenha começado, muito recentemente, a ser alargado às relações de cointegração num contexto multivariado.

O artigo de JOHANSEN e SCHAUMBURG (1997) conta-se entre as referências importantes de como lidar com a cointegração sazonal na modelização com MCE's, para processos $I(1)$, porque, além de fornecerem um teorema de representação de processos cointegrados na frequência sazonal, analisaram a função de verosimilhança e discutiram o cálculo dos estimadores de máxima verosimilhança. Adicionalmente, os autores derivaram a distribuição assintótica do teste LR para a ordem de cointegração e tabelas para a inferência assintótica.

Por seu lado, entre as várias contribuições no domínio da influência de quebras estruturais em sistemas cointegrados, conta-se a de SEO (1998), o qual derivou novos testes admitindo quebras estruturais no vector de cointegração aplicáveis a estimação de máxima verosimilhança, desenvolvendo as estatísticas de teste apropriadas e a teoria de distribuição associada. Seo partiu do modelo de JOHANSEN (1988; 1991), mas assumiu que o vector de cointegração podia ser identificado com uma condição de normalização. O autor definiu a estatística do teste LM para alteração estrutural no vector de cointegração, em data não conhecida, e estendeu os testes de estabilidade a modelos com *trends* determinísticos (“*no drift*”; “*no trend*”; “*with trend*”)⁶⁵.

Seguindo a mesma linha de investigação, LUCAS (1998) propôs dois testes para detecção de cointegração mas de forma a reduzir o efeito de *outliers* nas relações de cointegração. Derivou

⁶⁴ Um dos exemplos, explorado em detalhe no trabalho de Granger e Lee, é o caso de duas séries fluxo $I(1)$ – vendas e produção – e cointegradas entre si, tal que o investimento em *stocks* (diferença entre produção e vendas) é $I(0)$. Segue-se, então, que a acumulação de *stocks* no tempo pode ser cointegrado com as vendas ou com a produção de tal forma que a diferença seja $I(0)$. O mesmo caso empírico foi também explorado por ENGLE e YOO (1991), mas para demonstrar a relação entre multicointegração e cointegração entre variáveis $I(2)$.

⁶⁵ A ilustração da aplicação dos testes de estabilidade desenvolvidos foi dada por uma aplicação à equação procura de moeda americana no período 1900-1985, testando a variação estrutural da elasticidade rendimento da procura de moeda e da semi-elasticidade juro da procura de moeda.

a distribuição limite da estatística dos testes LM e LR para lidar com a presença de *outliers* nos dados. Concluiu que o teste LM, apesar de ter recebido muito menos atenção na literatura, revelava, em geral, uma melhor performance do que o teste LR.

Também FRANCES e LUCAS (1998) usaram técnicas de estimação robustas à verificação de tais *outliers* para examinar o seu impacto sobre a análise de cointegração. Os autores propuseram o uso de um estimador que tem em conta observações aberrantes, as quais são menos ponderadas em termos do seu impacto sobre os parâmetros de interesse. Simularam os valores críticos da estatística do teste (apelidado de “*pseudolikelihood ratio teste*”), cuja distribuição limite tinha sido previamente derivada por LUCAS (1998), alargando ao caso do modelo com constante e termos *drift* não nulos⁶⁶.

Neste momento, o problema das quebras estruturais na análise de processos cointegrados é um tema que está a fomentar intensa investigação, pelo que se esperam importantes desenvolvimentos num futuro próximo.

Resumindo as ideias essenciais do que foi exposto nesta secção 5.4., podemos dizer que desde ENGLE e GRANGER (1987) é praticamente consensual a ideia de que, quando existe cointegração entre variáveis integradas, a representação adequada de tal sistema passa por um MCE. Por outras palavras, se um conjunto de variáveis é cointegrado será errado estimar um VAR meramente nas diferenças, pois este limita-se a especificar as relações de curto prazo entre as variáveis, não observando as restrições de equilíbrio a longo prazo entre as séries. Tal implica que o uso das primeiras diferenças quando as variáveis são cointegradas é uma solução errada e drástica para resolver o problema das regressões espúrias, pois tal processo envolve a perda de eventual informação sobre as suas relações de longo prazo. Por seu lado, o uso de um VAR nos níveis das séries é vulnerável à correlação espúria originada na partilha de uma tendência comum entre elas.

Tal problema foi resolvido pela introdução, em meados da década de oitenta, do conceito de cointegração na macroeconometria e com o estabelecimento da ligação entre variáveis cointegradas e modelos com mecanismo corrector de erro. Desde então, assiste-se a uma grande preferência por este tipo de modelos, os quais têm a vantagem de permitir a modelização das dinâmicas de curto prazo, sem perda de informação quanto às relações de longo prazo entre as variáveis cointegradas.

A análise teórica e empírica de sistemas cointegrados tem-se mostrado um campo onde os progressos são rápidos. Os constantes desenvolvimentos da teoria da cointegração tornam-na

⁶⁶ Para ilustrar a utilidade prática da análise de cointegração com *outliers*, Frances e Lucas usaram as observações anuais do IPC na Finlândia e nos EUA e a taxa de câmbio nominal entre os dois países no período 1900-1988. Os resultados obtidos evidenciaram que tal análise fornece informação adicional, a qual pode ser contemplada na validação dos resultados da abordagem tradicional da cointegração.

uma área extremamente excitante para investigação. Muitas das técnicas que foram desenvolvidas estão actualmente a ser usadas no trabalho empírico para testar uma variedade de hipóteses económicas interessantes. São esperados resultados animadores da aplicação a sistemas mais gerais que antes tinham sido analisados por VAR's ou modelos econométricos estruturais. A literatura sobre cointegração e MCE's, apesar da já verdadeira explosão de investigação sobre estes temas, prossegue ainda no seu aprofundamento em várias direcções interessantes. Tais desenvolvimentos, e os resultados daí saídos, afiguram-se de fundamental importância na prática da investigação empírica.

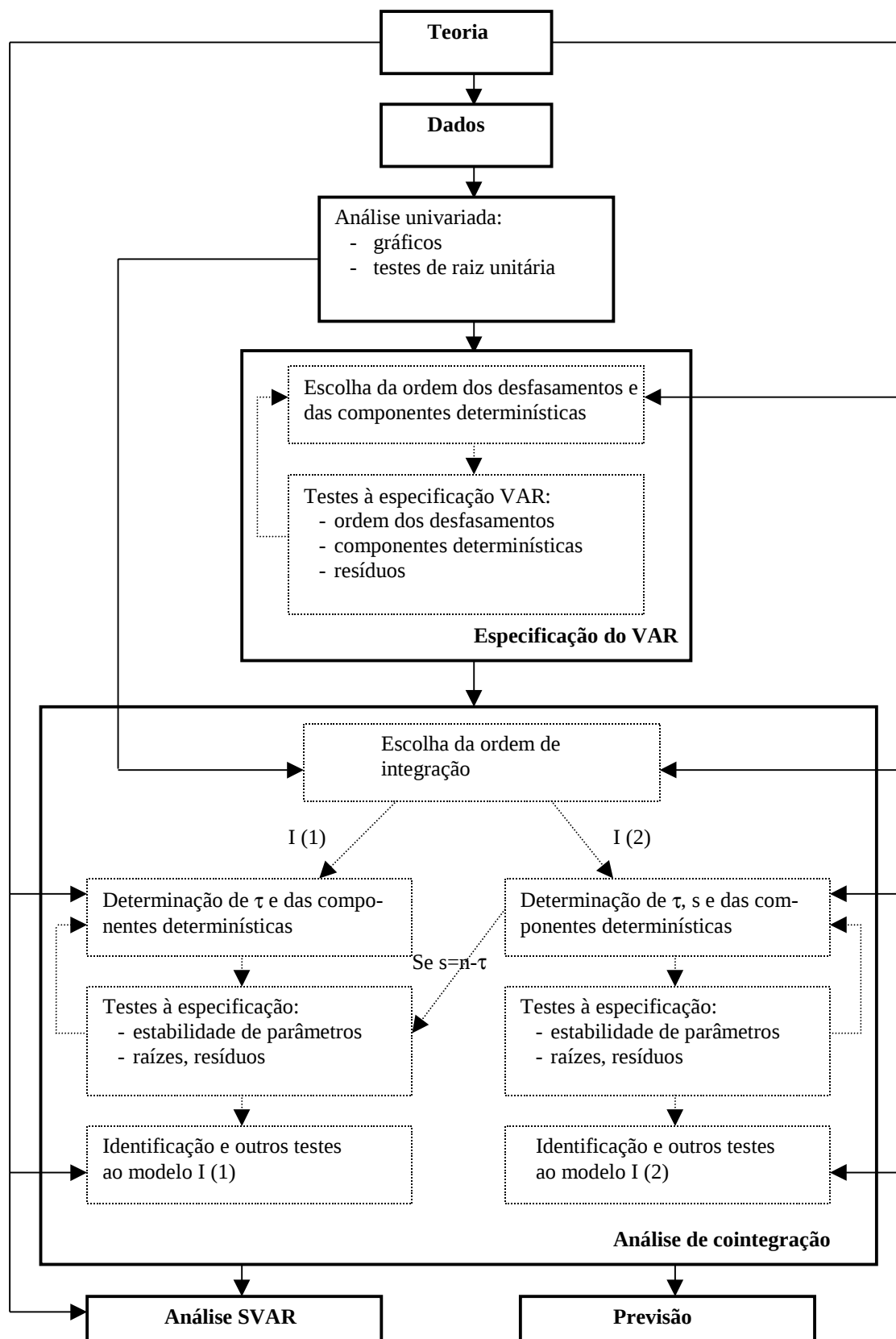
5.5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste capítulo expusemos o essencial da análise SVAR realçando, em particular, os temas da especificação, estimação e inferência estatística, porque determinante na aplicação empírica que efectuamos desta abordagem no capítulo seguinte.

Adicionalmente, como a caracterização precisa do tipo de estacionaridade de uma série tem efeitos decisivos no que toca à aplicação da técnica SVAR, também discutimos o problema de como lidar com séries não estacionárias. Concluimos que, desde a década de oitenta, que a análise das propriedades univariadas ou multivariadas das séries temporais, através da realização de testes de raiz unitária e de cointegração, respectivamente, começou a impor-se como procedimento prévio à estimação de um dado modelo e, particularmente, dos vectores autoregressivos.

Quando tais testes revelam que as séries são integradas e não cointegradas, a sua introdução num SVAR deve ser efectuada nas suas diferenças, após a logaritmização para linearizar a tendência e estacionarizar a variância. Se aqueles testes indicarem a possibilidade de combinações lineares estacionárias entre as variáveis, o SVAR terá de ser estimado na forma de um MCE, o qual contempla as relações de cointegração entre as variáveis, as quais implicarão, por si, restrições de longo prazo no sistema SVAR.

A figura seguinte fornece um resumo do que foi referido ao longo deste capítulo, constituindo um bom “guia” quanto aos procedimentos a usar para a modelização adequada de um SVAR. É este esquema sequencial que seguiremos no capítulo seguinte, na aplicação empírica da abordagem SVAR de longo prazo ao estudo do papel relativo da rigidez de preços e salários portugueses nas flutuações económicas das duas últimas décadas.



Fonte: Adaptado de MOSCONI (1998: 136), Manual do Software MALCOLM.

Figura 5.1 – Estratégia de selecção de um SVAR

APÊNDICE II

TESTES DE COINTEGRAÇÃO

Neste apêndice expomos os procedimentos dos testes de cointegração mais referidos na literatura teórica e mais usados em estudos empíricos - o método de Engle-Granger e o de Johansen. Como aplicamos este último na análise empírica efectuada no capítulo 6, colocamo-lo em particular destaque, apresentando, para além do próprio método, alguns dos trabalhos aplicados nas áreas da teoria económica onde é mais frequente a incidência da abordagem de Johansen – a Teoria da Procura de Moeda e a Teoria da Paridade dos Poderes de Compra.

MÉTODO DE ENGLE-GRANGER

Engle e Granger propuseram um procedimento a dois passos para testar cointegração entre variáveis com a mesma ordem de integração, o qual assenta nos resíduos das regressões de cointegração. Aliás, mais correctamente, Engle e Granger propuseram um conjunto de sete estatísticas similares sob várias hipóteses quanto ao modelo gerador dos dados, todas calculadas por OLS, para o teste da H_0 de não haver cointegração contra a alternativa de haver cointegração entre duas ou mais séries, cada uma delas $I(1)$. Os valores críticos foram estimados para cada uma das 7 estatísticas por simulações de Monte Carlo usando 10000 réplicas. Sob tais valores críticos, as propriedades da potência dos testes foram examinadas e os autores recomendaram para aplicação o procedimento do teste a dois passos, o qual se tornou na mais popular das técnicas de detectar cointegração, e ficou conhecido como teste de Engle-Granger (teste EG). Tal técnica vem descrita em vários manuais, entre os quais se encontra o de ENDERS (1995: 373-377), e em diversos artigos, como o de ENGLE e GRANGER (1991).

O primeiro passo da análise consiste na determinação da ordem de integração das variáveis. Para tal, os autores recomendaram dois testes muito simples sobre os resíduos da regressão de cointegração: (1) a estatística de Durbin-Watson para uma primeira e rápida aproximação e (2) a estatística do teste da raiz unitária de Dickey-Fuller para um maior rigor. Se o resultado for que as variáveis são integradas de ordem diferente é possível concluir que não são integradas. Contrariamente, para variáveis integradas da mesma ordem, passa-se à segunda fase do procedimento, na qual é estimado o vector de cointegração α , pelo método OLS, e testam-se as propriedades da série dos resíduos quanto à sua estacionaridade através da implementação dos testes formais de Dickey-Fuller. A hipótese nula subjacente é a inexistência de cointegração.

O exemplo mais simples é o caso de duas variáveis, X_t e Y_t . Se os resultados do 1º passo indicarem que X_t e Y_t são $I(1)$, estima-se a relação de equilíbrio de longo prazo na forma: $Y_t = \alpha X_t + \varepsilon_t$ e testa-se a presença de raiz unitária em ε_t .

Na prática, aparecem várias variantes do teste EG. Na maioria dos casos, uma variante é o aparecimento de um intercepto na regressão de cointegração, pois apenas com forte informação à partida tal intercepto deve ser nulo. Se também houver um *trend temporal* incluído, tal deverá ser levado em conta nos testes. Da mesma forma, em processos sazonais com *deterministic seasonals* devem ser adicionadas variáveis *dummy* sazonais na regressão de cointegração.

Os valores críticos para as várias variantes das estatísticas do teste EG, além de fornecidos por Engle e Granger, foram também tabelados por ENGLE e YOO (1987: 126-127), PHILLIPS e OULIARIS (1990: 189-192), MACKINNON (1991: 275) e DIAS (1995: 12-14). ENGLE e YOO (1987) estenderam as tabelas de Engle e Granger ao caso multivariado para uma variedade de amostras - 50, 100 e 200 observações -, entre 2 e 5 variáveis, e níveis de confiança a 1%, 5% e 10%. PHILLIPS e OULIARIS (1990), para várias versões do teste EG, basearam-se no máximo em cerca de 10000 réplicas, mas para poucas amostras finitas. MACKINNON (1991), no sentido de suplantar tais “inconvenientes”, forneceu valores críticos para duas versões do teste EG - com e sem *trend* - aos níveis de confiança de 1%, 5% e 10%, relacionando-os com o tamanho da amostra. Por sua vez, DIAS

(1995), alargando o trabalho de MacKinnon, apresentou tabelas para os valores críticos do teste de cointegração EG, para amostras com $T = 25, 50$ e 500 , para um número entre 2 e 6 variáveis, e níveis de confiança de 1 a 99%.

Posteriormente, testes da hipótese de cointegração também baseados na análise dos resíduos das regressões de cointegração, mas para estruturas mais complexas, foram propostos por, entre outros, ENGLE e YOO (1987) - testes EG com mais do que duas variáveis - e por PHILLIPS e OULIARIS (1990) - estatística do traço multivariada ($\hat{Z}_t$).

Esta última estatística tem a particularidade de alargar o teste à presença de raízes unitárias de PHILLIPS (1987) ao tema da cointegração, pelo que apresenta também a vantagem de ser válida assintoticamente, mesmo na presença de correlação serial ou heterocedasticidade de forma não conhecida. Em tal caso, a distribuição assintótica da "estatística $\hat{Z}_t$ " de Phillips-Ouliaris é idêntica à dos testes de DF, ADF, EG e AEG (esta última assim designada por, à semelhança do teste ADF, consistir no teste EG aumentado para um maior número de defasamentos; ou seja, de ordem $k > 1$). A maior contribuição da "estatística $\hat{Z}_t$ " é ser independente da normalização da regressão, ou por outras palavras, da escolha da variável dependente na regressão de cointegração, o que justifica a sua frequente utilização nas investigações aplicadas. Em PHILLIPS e OULIARIS (1990) são apresentadas as tabelas com os valores críticos para duas formas desta estatística, correspondendo a versões "sem *trend*" e "com *trend*" do teste de DF e de EG para várias variáveis, obtidos também para 10000 réplicas.

Quanto à teoria assintótica dos testes EG, como os processos cointegrados têm diferentes propriedades das exibidas por séries temporais estacionárias, tal reflecte-se nas propriedades dos estimadores OLS do vector de cointegração α . Entre outros, STOCK (1987) investigou tais propriedades. Deste trabalho emergiram duas grandes conclusões: (1) se um vector de séries temporais for cointegrado, então os estimadores OLS dos parâmetros em α convergem para as suas distribuições limite a uma taxa muito mais rápida do que aquela que resulta em modelos OLS que usam variáveis estacionárias e, daí, a propriedade designada de "superconsistência" dos estimadores do vector de cointegração e (2) há que ter cautela em relação ao uso dos *outputs* da regressão por OLS para efeitos de inferência estatística, pois a distribuição de certos coeficientes de regressão e dos respectivos "t-ratios" não é bem aproximada para a normalidade.

Não obstante a fácil implementação do método original de Engle e Granger para estimar os parâmetros de longo prazo, são-lhe apontadas algumas críticas importantes (veja-se, por exemplo, Enders, 1995: 385).

Desde logo, aponta-se como inconveniente o facto da estimação da regressão de equilíbrio de longo prazo requerer que o investigador coloque uma variável do lado esquerdo e use as outras como regressores. À medida que o tamanho da amostra se torna infinitamente grande, a teoria assintótica indica que o teste de raízes unitárias sobre cada uma das sequências de erros das regressões de equilíbrio do sistema é equivalente. Contudo, as propriedades em grandes amostras, sobre as quais este resultado é derivado, podem não ser aplicáveis nas amostras usualmente disponíveis para o trabalho empírico. Na prática, é possível encontrar que uma regressão indica que as variáveis são cointegradas, enquanto se for revertida a ordem indicar que não há cointegração. Esta é uma característica indesejável pois o teste de cointegração deve ser invariante à escolha da variável seleccionada para normalização. O problema é, obviamente, mais complexo quando se usam três ou mais variáveis, pois qualquer das variáveis pode ser seleccionada como variável do lado esquerdo. Adicionalmente, sabe-se que com três ou mais variáveis pode haver mais do que um vector de cointegração, com a agravante do método não ter um procedimento sistemático para a estimação separada de múltiplos vectores de cointegração.

Outro sério defeito do procedimento de Engle-Granger é assentar num estimador a dois passos. O primeiro passo é para gerar a série erro $\{\hat{\varepsilon}_t\}$ e o segundo passo usa estes erros gerados para estimar uma regressão da forma $\Delta \hat{\varepsilon}_t = a_1 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \dots$. Assim, o coeficiente a_1 é obtido pela estimação de uma regressão usando os resíduos de outra regressão. Donde, o erro introduzido pelo investigador no primeiro passo é carregado para o segundo passo.

Felizmente, posteriormente a Engle e Granger, vários autores desenvolveram métodos para testar cointegração e estimar os vectores de cointegração, não assentes nos resíduos das regressões de cointegração mas antes em sistemas VAR, os quais evitam os problemas atrás mencionados. Entre eles, assumiram maior protagonismo os testes de STOCK e WATSON (1988b) e as duas estatísticas de rácio de verosimilhança de JOHANSEN (1988; 1991) e de JOHANSEN e JUSELIUS (1990). Ambos os procedimentos radicam fortemente na relação entre a ordem de uma matriz e as suas raízes características (o apêndice do Cap. 6 de Enders (1995: 412-418) revê o essencial destes dois conceitos).

STOCK e WATSON (1988b) demonstraram que as componentes comuns implicadas pela cointegração eram *trends* estocásticos comuns e que os parâmetros do vector de cointegração deviam ser tais que expurgavam aqueles da combinação linear. A partir desta ideia, os autores desenvolveram dois testes - q_f e q_c - para a ordem de cointegração, ou seja, para o número de *trends* estocásticos comuns, para um conjunto de várias séries temporais com e sem *drift*. Ambos os testes são desenvolvidos para a hipótese nula de que uma variável Y_t com $(n \times 1)$ séries temporais tem $k \leq n$ *trends* estocásticos comuns, contra a alternativa de que tem $m \leq n$ *trends* comuns. É assumido que cada componente de Y_t é $I(1)$, mas que existem $(n-k)$ combinações lineares de Y_t que são $I(0)$.

Stock e Watson tabelaram os valores críticos daquelas estatísticas e examinaram a sua potência através de exercícios de Monte Carlo. As tabelas com os valores críticos são apresentadas na secção 6, nas pág. 1103-1104; a derivação dos testes e os resultados de Monte Carlo sugeriram que o teste q_f tinha melhor performance do que o teste q_c sob a hipótese nula dos dados serem gerados por um processo VAR, enquanto o contrário era verdadeiro para dados gerados por um processo de vector de médias móveis.

Quanto às estatísticas de máxima verosimilhança, dada a sua enorme relevância no contexto de sistemas VAR e o facto de as usarmos no capítulo 6, procedemos de seguida a uma apresentação detalhada das mesmas.

MÉTODO DE JOHANSEN

A abordagem de máxima verosimilhança de Johansen tem subjacente um modelo multivariado especificado na forma de um MCE, cuja especificação dinâmica geral, na forma matricial, é dada pela expressão seguinte:

$$(AII.1) \quad \Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-1} + \Phi D_t + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T$$

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i); \quad i = 1, \dots, k-1$$

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$$

Onde ΔY corresponde às primeiras diferenças nas n variáveis endógenas presentes no modelo, D é um vector de variáveis não estocásticas e fracamente exógenas (tais como *dummies* sazonais ou de intervenção), μ_0 é o termo independente, μ_1 é o parâmetro associado à *trend* temporal t , e ε_t é um vector de variáveis gaussianas independentes, com média nula e matriz de variâncias Σ , ou seja, $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \Sigma)$.

No modelo (AII.1), a característica da matriz cointegrante, Π , de dimensão $(n \times \tau)$, indica a ordem de cointegração, τ . No caso de $0 < \tau < n$, existem τ vectores de cointegração distintos entre as variáveis incluídas em Y_t e a matriz Π pode ser decomposta de forma que $\Pi = \alpha\beta'$, podendo o modelo ser interpretado como um MCE.

A hipótese de cointegração pode ser, então, formulada como:

$$(AII.2) \quad H1(\tau) : \Pi = \alpha\beta'$$

Onde α e β são matrizes de dimensão $(n \times \tau)$. As colunas de β são os vectores de cointegração, enquanto que a matriz α contém os pesos com que cada vector de cointegração entra na equação de cada uma das variáveis endógenas.

Para determinar o número de vectores de cointegração distintos testa-se a significância das n raízes características de Π (λ_i , com $i = 1, 2, \dots, n$) começando por regressar ΔY_t e Y_{t-k} sobre $\Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-k+1}$, 1 e D_t , de forma a obter as estimativas de máxima verosimilhança dos parâmetros $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}$, μ e Φ . Este processo fornece as matrizes dos resíduos R_{0t} e

R_{kt} , cujas respectivas matrizes de covariâncias empíricas são dadas por $S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R'_{jt}$, com $i, j = 0, k$, a partir das quais se constrói a função de verosimilhança:

$$(AII.3) \quad R_{0t} = \alpha\beta' R_{kt} + \text{erro}$$

Fixando β , deriva-se a solução de (AII.3) em ordem a α pela regressão:

$$(AII.4) \quad \hat{\alpha} = S_{0k} \beta (\beta' S_{kk} \beta)^{-1}$$

E determina-se β resolvendo a seguinte equação característica:

$$(AII.5) \quad |\lambda S_{kk} - S_{k0} S^{-1}_{00} S_{0k}| = 0$$

A solução de (AII.5) permite obter as raízes características e os vectores característicos do sistema.

No passo seguinte ordenam-se as raízes características estimadas por ordem decrescente e testa-se a sua significância estatística, através da estatística do traço (λ_{trace}) e da estatística da raiz característica máxima (λ_{max}).

A estatística λ_{trace} é calculada pela expressão:

$$(AII.6) \quad \lambda_{trace} = -T \sum_{i=\tau+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \tau = 0, 1, \dots, n-1$$

A qual tem subjacente a H_0 de que há, no máximo, τ vectores de cointegração (ou $n-\tau$ raízes unitárias), contra a alternativa de estacionaridade, em que não são impostas restrições sobre Π ($\tau = n$). Da exposição anterior, resulta que a estatística λ_{trace} iguala zero quando todos os λ_i são nulos. Adicionalmente, quanto mais distantes de zero estiverem as raízes características estimadas mais negativo é o $\ln(1-\lambda_i)$ e maior é a estatística λ_{trace} .

Complementarmente, a estatística λ_{max} permite ensaiar a H_0 de que há, no máximo, τ vectores de cointegração contra a hipótese alternativa de que existem $\tau + 1$, através da expressão:

$$(AII.7) \quad \lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{\tau+1}) \quad \tau = 0, 1, \dots, n-1$$

Mais uma vez, se o valor estimado da raiz característica estiver perto de zero λ_{max} será baixa.

Nos seus vários trabalhos, Johansen demonstrou que ambas as estatísticas não têm distribuições assintóticas de χ^2 , dependendo de $n-\tau$ (isto é, do número de componentes não estacionárias sob a H_0) e das componentes determinísticas incluídas no vector de cointegração.

Os valores críticos para as estatísticas λ_{trace} e λ_{max} foram originalmente calculadas por JOHANSEN e JUSELIUS (1990), para um processo simulado 6000 vezes, para níveis de confiança de 50%, 80%, 90%, 95%, 97,5% e 99%, e aparecem tabeladas para os casos: (1) com *trend drift* (quadro A1, pág. 208); (2) sem constante nem *trend* (quadro A2, pág. 208); e, (3) com constante (quadro A3, pág. 209). Posteriormente, em 1992, Osterwald e Lenum refinaram os valores críticos calculados por Johansen e Juselius. As respectivas tabelas, para os casos com *trend drift* e com uma constante no vector de cointegração, aparecem reproduzidas, entre outros, nos livros de BANERJEE *et. al.* (1993: 274-275) e de ENDERS (1996: 201; quadro C), para níveis de confiança de 90%, 95%, 97,5% e 99%.

Testes de Hipóteses

Um dos aspectos mais interessantes do procedimento de Johansen é que este permite testar vários tipos de restrições, as quais constituem, na sua maioria, pressupostos económicos expressos em termos das relações de longo prazo. Podemos classificar tais tipos de restrições em dois tipos: (1) sobre regressores determinísticos a incluir no vector de cointegração e (2) sobre o vector de cointegração β e sobre a matriz dos pesos α .

(i) Restrições sobre regressores determinísticos

Como os resultados do teste de cointegração dependem crucialmente das componentes determinísticas a incluir no vector de cointegração, na medida que estas afectam, nomeadamente, os valores críticos de λ_{trace} e de λ_{max} , a realização de testes às restrições sobre μ_0 e μ_1 revela-se essencial. Em geral, os valores críticos são menores quando é incluído uma *trend* e maiores quando é admitida uma constante no vector de cointegração. Adicionalmente, como referem HANSEN e JUSELIUS (1995: 8), também uma variável *dummy* pode alterar as distribuições assintóticas das estatísticas do teste à ordem de cointegração. As *dummies* sazonais centradas são, no entanto, uma excepção, porque são construídas de forma a somar zero ao longo do tempo, o que implica que não influenciam a distribuição assintótica de λ_{trace} e de λ_{max} .

Nos dois *packages* para lidar com cointegração, o CATS de HANSEN e JUSELIUS (1995) e o MALCOLM de MOSCONI (1998), são propostos cinco modelos para efectuar os testes às restrições sobre as componentes determinísticas a inserir na especificação do MCE subjacente à determinação da ordem de cointegração (τ). Esses modelos são apresentados de seguida, organizados do mais restritivo para o mais geral¹.

- Modelo 1: não há componentes determinísticas nos dados ($\mu_0 = \mu_1 = 0$)
- Modelo 2: intercepto na relação de cointegração e *trend* nulo ($\mu_0 = \alpha b_1$; $\mu_1 = 0$)
- Modelo 3: constante não restringida e *trend* nulo ($\mu_0 \neq 0$; $\mu_1 = 0$)
- Modelo 4: constante não restringida e *trend* no espaço de cointegração ($\mu_0 \neq 0$; $\mu_1 = \alpha b_1$)
- Modelo 5: constante e *trend* não restringidos ($\mu_0 \neq 0$; $\mu_1 \neq 0$)

Em HANSEN e JUSELIUS (1995: 67-68) recomenda-se que, na prática, se devem excluir à partida algumas daquelas alternativas visto serem pouco razoáveis. Nomeadamente, o modelo 1 corresponde nitidamente a situações de excepção, dado

¹ No MALCOLM podem ainda usar-se conjuntamente os modelos 2 e 3 e os modelos 4 e 5 para implementar a estratégia de juntamente determinar as componentes determinísticas e a ordem de cointegração.

que, geralmente, é necessário pelo menos um intercepto no MCE de forma a ter em conta a unidade de medida das variáveis. Também o modelo 5, como gera *trends* quadráticos nos níveis não é, normalmente, adequado para as séries temporais económicas padrão. Os modelos 2 e 4 devem ser escolhidos apenas quando existem fortes argumentos *a priori* para tal. Assim, o modelo com intercepto na relação de cointegração deve ser usado quando os gráficos dos dados mostram que o processo diferenciado, pelo menos localmente, tem uma média não nula enquanto que se os resultados indicam que é necessário um *trend* no espaço de cointegração tal é indicação que faltam algumas variáveis importantes. Donde, o modelo 3 será aquele que, à partida, tem uma maior plausibilidade de ocorrer no caso da maioria das séries temporais económicas.

(ii) Restrições sobre α e β

Uma vez determinados α e β , para testar várias restrições sobre eles é conveniente começar por lembrar que se existirem τ vectores de cointegração, unicamente essas τ combinações lineares das variáveis são estacionárias. Assim, ao reestimar o modelo restringido nos parâmetros de Π , se as restrições não forem de aceitar, conclui-se que o número de vectores de cointegração não diminuiu.

Em JOHANSEN e JUSELIUS (1990, 1992) é efectuada uma discussão detalhada da imposição de diferentes restrições lineares sobre α e β , enquanto que em JOHANSEN (1991) se mostra que a inferência estatística dos testes de hipóteses de rácio de verosimilhança para tais restrições pode ser conduzida usando a distribuição usual de χ^2 . Na apresentação que se segue dos testes de hipóteses sobre o vector de cointegração seguimos mais de perto a exposição efectuada em ENDERS (1995: 393-396).

Começemos pelas restrições sobre β . A estatística do teste sobre s ($1 \leq s \leq n$) restrições impostas sobre β (normalmente sugeridas pela teoria económica) envolve a comparação do número de vectores de cointegração sob a H_0 e as hipóteses alternativas. De uma forma geral, a hipótese a testar assume a forma geral:

$$(AII.8) \quad \beta = (H_1 \phi_1, H_2 \phi_2, \dots, H_\tau \phi_\tau)$$

Onde H_i é uma matriz conhecida, $(n \times s_i)$, que corresponde às restrições a testar e ϕ_i é uma matriz $(s_i \times 1)$, para $1 \leq s_i \leq n$.

A estatística de teste do rácio de verosimilhança obtida com base nos valores $\hat{\lambda}_i$ e λ_i^* , as raízes características ordenadas dos modelos não restringido e restringido, respectivamente, é obtida calculando:

$$(AII.9) \quad -T \sum_{i=1}^{\tau} [\ln(1 - \lambda_i^*) - \ln(1 - \hat{\lambda}_i)]$$

A qual tem distribuição assintótica de χ^2 com graus de liberdade igual ao número de restrições colocadas sobre β . Pequenos valores de λ_i^* relativamente a $\hat{\lambda}_i$ (para $i \leq \tau$) implicam um número reduzido de vectores de cointegração. Assim, o modelo envolvido na hipótese nula é rejeitado se o valor calculado da estatística do teste exceder o valor que é dado pela tabela de valores críticos de χ^2 .

Nas restrições sobre α age-se de forma semelhante. O procedimento consiste em restringir α e comparar as τ raízes características mais significativas para o modelo restringido e não restringido usando a equação (II.9). Se o valor calculado para esta estatística exceder o da tabela de χ^2 , com o número de graus de liberdade igual ao número de restrições colocadas sobre α , as restrições podem ser rejeitadas.

Aplicações mais Frequentes

As aplicações empíricas mais frequentes da abordagem de Johansen dizem respeito à Teoria da Procura de Moeda e à Teoria da Paridade dos Poderes de Compra (TPPC). Outros exemplos económicos importantes incluem, ainda, a teoria do consumo (nomeadamente, a hipótese do rendimento permanente) e a teoria do mercado de futuros; contudo, a realização de estudos nestas duas áreas é menos comum. De seguida fazemos referência a apenas alguns dos muitos estudos aplicados, a nível internacional e nacional, à Teoria da Procura de Moeda e à TPPC.

Quanto à Teoria da Procura de Moeda, tem tido lugar de destaque a estimação dos parâmetros descritivos das relações de longo prazo envolvidas na função da procura de moeda, como por exemplo, as elasticidades rendimento e juro da procura de moeda. Um dos factos que parece estar na base do quantidade considerável de investigação empírica nesta área é a evidência encontrada de instabilidade da função procura de moeda estimada para vários países durante os anos setenta.

O popular trabalho de JOHANSEN e JUSELIUS (1990) ilustrou o procedimento dos testes de cointegração de Johansen para variáveis $I(1)$, através de uma análise estatística detalhada com dados trimestrais da procura de moeda da Finlândia (1958:1 a 1984:3) e da Dinamarca (1974:1 a 1984:3). Usaram um vector Y_t com quatro variáveis logaritimizadas: moeda, produto real, taxa de juro dos depósitos (remuneração pela detenção de moeda) e a taxa de juro das obrigações (custo de oportunidade de deter moeda). Para estimar o modelo de procura de moeda, consideraram um *trend* linear na parte não estacionária do modelo no caso finlandês e uma constante no caso dinamarquês. Concluíram por uma ordem de cointegração unitária para a Dinamarca e pela existência de três vectores de cointegração na procura de moeda finlandesa, o que foi usado para ilustrar os problemas de interpretação quando existem vários vectores de cointegração nos dados. Da aplicação das estatísticas λ_{trace} e λ_{max} aos dados dinamarqueses, resultou claro que estas podiam gerar resultados conflituosos. Enquanto que pela estatística λ_{trace} as variáveis não eram cointegradas, do cálculo de λ_{max} concluía-se por uma relação de cointegração entre aquelas. Como Johansen e Juselius notaram, perante tal divergência, deve-se optar pelo resultado derivado da estatística λ_{max} , pois apresenta a hipótese alternativa mais forte.

Também JUSELIUS e HARGREAVES (1992) usaram o método de Johansen para analisar a procura de moeda na Austrália, com dados trimestrais no período 1975:3-1991:1, procurando responder a duas questões de base: (1) quais as variáveis que, teoricamente, deviam estar na especificação da procura de moeda (taxas de juro de curto e/ou longo prazo?) e (2) quais as medidas destas variáveis que deviam ser usadas. Os autores investigaram tais questões no espaço de cointegração de um modelo VAR para o *stock* nominal de moeda, produto real, nível de preços e duas taxas de juro. De forma a distinguir entre as medidas monetárias (M1 e M3) e do rendimento agregado (PIB e PNB), alternativamente utilizadas, os autores procederam a testes de exclusão de longo prazo e de exogeneidade fraca. A sua conclusão principal foi que o total entendimento dos mecanismos monetários só será possível numa abordagem de sistema, onde as interacções entre o lado monetário e o real e os seus efeitos sobre todos os determinantes possam ser estudados.

Em Portugal, o tema da cointegração na função da procura de moeda foi abordado, entre outros, por SOUSA (1996), PEIXE (1998), ANDRADE (1998) e GABRIEL *et al.* (1999), usando dados trimestrais para períodos com início em 1977 e a acabar entre 1994 (no artigo de Sousa) e 1996 (nos três últimos *papers*).

O trabalho de SOUSA (1996) forneceu evidência de cointegração e apresentou um MCE como uma aproximação ao processo gerador de dados para a relação dinâmica de curto prazo. O relevo foi dado ao conceito de superexogeneidade ao nível da política monetária. Surpreendentemente, não obstante as importantes alterações de política económica e de desregulamentação financeira sentidas no período amostral, os resultados econométricos não permitiram a rejeição da hipótese de invariância dos parâmetros da função procura de moeda.

Por seu lado, PEIXE (1998) empregou a abordagem de Johansen na estimação de um modelo para a procura de moeda portuguesa e encontrou que a moeda real, o rendimento real e as taxas de juro dos depósitos e dos títulos estavam, pelo método de Johansen, ligados numa única relação de equilíbrio interpretáveis como a função procura de moeda de longo prazo, na qual a autora testou e aceitou a elasticidade unitária para o rendimento. Adicionalmente, a autora concluiu pela existência de uma função procura de moeda estável em Portugal no período analisado, sendo a taxa de crescimento da moeda real adequadamente representada e prevista através de um MCE.

No estudo de ANDRADE (1998) a abordagem de Johansen foi usada para aplicar a noção de que as funções procura de moeda devem resultar do estudo das relações de curto e longos prazos entre as variáveis que caracterizam o equilíbrio monetário das economias. Afirmativamente, o autor concluiu que o conceito macroeconómico de procura de moeda devia antes dar lugar à ideia de equilíbrio e desequilíbrio monetário, pois a evidência obtida apontou que, no caso português, o processo de equilíbrio monetário era caracterizado por funções de ajustamento de curto prazo, coabitando com uma ou várias relações de longo prazo.

A aplicação empírica da análise da cointegração de GABRIEL *et al.* (1999) à função procura de moeda portuguesa foi efectuada com o objectivo específico de discutir o problema das quebras estruturais, motivado pelo facto de Portugal ter sofrido, no período em análise, alterações políticas e institucionais substanciais, nomeadamente ao nível monetário. Os autores procederam a uma revisão dos procedimentos recentemente desenvolvidos para testar quebras estruturais em relações de cointegração e demonstraram que, quando existe uma quebra estrutural na relação de cointegração, à semelhança do que acontecia nos testes de raiz unitária, as propriedades dos testes de cointegração são enfraquecidas. A evidência empírica obtida com os novos testes à existência de cointegração com quebras estruturais mostrou instabilidade temporal da função procura de moeda portuguesa, demonstrando que a metodologia tradicional podia não ser capaz de capturar a complexidade dos problemas quando existem tais quebras. Adicionalmente, os autores concluíram que se for introduzida, explicitamente, uma quebra no vector de cointegração, a capacidade de previsão do MCE melhora.

Também a TPPC foi objecto de muitas aplicações utilizando a abordagem da cointegração e, em particular, a de Johansen. Muitos estudos consideraram a TPPC inadequada para explicar os movimentos nos preços e taxas de câmbio para países com baixa inflação no período pós II GM. Um dos argumentos subjacentes é que a taxa de câmbio real não é estacionária e, daí, que a TPPC possa falhar porque as variáveis económicas fundamentais que determinam as taxas de câmbio reais – níveis do produto real e o percurso da despesa – não são elas próprias estacionárias. Embora as taxas de câmbio reais sejam, geralmente, não estacionárias, a hipótese geral da TPPC afirma que elas exibem *trends* estocásticos comuns se as variáveis fundamentais forem suficientemente interrelacionadas.

A investigação empírica da relação da TPPC e da Paridade das Taxas de Juro para o Reino Unido conduzida por JOHANSEN e JUSELIUS (1992) serviu à construção de novos testes para hipóteses estruturais numa estrutura de um VAR multivariado em níveis com erros gaussianos. Foram discutidos três tipos de testes: (1) considerando as mesmas restrições lineares sobre todas as relações de cointegração como as discutidas em JOHANSEN (1988) e em JOHANSEN e JUSELIUS (1990); (2) assumindo certas relações como sendo de cointegração; e, (3) supondo que algumas das relações de cointegração eram sujeitas a dadas relações lineares, enquanto outras eram não restringidas. Os autores procederam a modificações simples do seu procedimento de 1990, para gerar estimativas e estatísticas de teste sob os três tipos de hipóteses, num sistema a cinco equações (dois preços, duas taxas de juro e uma taxa de câmbio). Demonstraram que a relação da TPPC, formulada apenas entre taxas de inflação e taxa de câmbio nominal, não era estacionária. Contudo, se tal relação incluísse alguma combinação das duas taxas de juro já era atingida a estacionaridade.

Para Portugal, destaca-se o trabalho de MARQUES *et al.* (1996), os quais testaram a teoria da PPC para dados no período 1968:1- 1996:2. A estimação efectuada apontou claramente no sentido da ausência de cointegração, ou seja, da não

existência de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre preços internos, taxa de câmbio nominal efectiva e os preços agregados dos principais parceiros comerciais (EUA, Reino Unido, Japão, Itália, França, Alemanha e Espanha). Logo, a TPPC não foi sustentada pelos dados portugueses, quando avaliada da forma tradicional. Adicionalmente, e contrariamente ao esperado à partida, os preços internos não evoluíam em linha com os preços dos principais parceiros comerciais, mas antes com os preços da Alemanha expressos em escudos, dado que os resultados apontaram para uma convergência entre a evolução tendencial da taxa de inflação portuguesa e a taxa de inflação alemã, acrescida da taxa de desvalorização do escudo face ao marco.

A teoria geral da PPC também pode ser interpretada em termos das áreas monetárias óptimas. No caso de dois países pertencentes a uma área monetária óptima a taxa de câmbio real entre eles deve ser estacionária. Numa estrutura com vários países, pertencentes a uma área monetária definida, as variáveis *forcing* serão suficientemente interrelacionadas de forma que as taxas de câmbio real terão elas mesmas *trends* estocásticos comuns. Assim, dentro de uma área monetária pode-se esperar haver, pelo menos, uma combinação linear das várias taxas de câmbio que seja estacionária.

Entre os testes efectuados a tal teoria conta-se o realizado por ENDERS (1995: 401-404) a um grupo de países – Austrália, Alemanha, Índia, Indonésia, Japão, Coreia, Filipinas, Singapura, Tailândia, Reino Unido e EUA - com dados mensais no período 1973:1-1989: 12, usando o Japão como país de referência para a construção das taxas de câmbio reais bilaterais. Da aplicação das estatísticas λ_{trace} e λ_{max} para testar a existência de um vector de cointegração entre as taxas de câmbio reais de grupos de países que, à partida, tinham condições para formar uma área monetária óptima, a evidência estatística obtida sustentou as seguintes conclusões: (1) o Japão, a Alemanha, o Reino Unido e os EUA não compreendiam uma área monetária óptima; (2) para os sete países do Pacífico, a TPPC só não se verificava para a Índia; (3) no grupo constituído pelos restantes seis países do Pacífico e a Alemanha, o Japão, o Reino Unido e os EUA, a TPPC também já não era sustentada, levando à interpretação de que a taxa de câmbio real de cada uma das nações mais pequenas do Pacífico (excepto a Índia) seguiam um percurso temporal ditado por eventos em países maiores; e, (4) os movimentos nas taxas de câmbio reais da Austrália, Coreia e das Filipinas (os três países mais sérios candidatos a serem uma área monetária óptima dentro do conjunto dos países do Pacífico) eram mais fortemente influenciados pela Alemanha, Japão, EUA e Reino Unido do que entre si, evidenciando a probabilidade de que nenhum subgrupo daquele conjunto de países formasse uma área monetária óptima, mas tivesse antes a sua própria taxa de câmbio influenciada pelo conjunto das nações mais poderosas.

CAPÍTULO 6

RIGIDEZ DOS PREÇOS E SALÁRIOS EM PORTUGAL, 1983:2-1998:4 UMA APLICAÇÃO SVAR

6.1. INTRODUÇÃO

No sentido de contextualizar a aplicação da modelização SVAR efectuada neste capítulo ao estudo da rigidez de preços e salários portugueses no âmbito dos ciclos económicos, é importante revisitar o capítulo 2 e começar por recolher aí algumas ideias teóricas básicas, as quais estão subjacentes à escolha dos modelos empíricos adiante especificados.

Uma das principais conclusões da revisão bibliográfica efectuada naquele capítulo é que embora algumas teorias do ciclo económico modernas admitam e assentem na existência de rigidez de preços/salários, a sua importância relativa na transmissão dos choques nominais para a economia real continua a ser um tema não consensual. Nomeadamente, continua a constituir um desafio aberto em macroeconomia explicar como perturbações puramente nominais produzem efeitos reais agregados de curto prazo.

No paradigma clássico, devido a se considerarem os preços e salários perfeitamente flexíveis, uma perturbação nominal do lado da AD apenas implica uma reacção proporcional dos preços e salários, deixando o salário real inalterado. Para os clássicos e novo-clássicos, como os preços se ajustam rapidamente, nem o emprego nem o produto real serão afectados por choques do lado da procura.

Contudo, a evidência empírica de que perturbações nominais podem ter efeitos reais, levou algumas teorias do ciclo económico (particularmente as de raiz keynesiana) a focar a rigidez de preços e/ou salários como centrais na explicação de como perturbações da AD têm efeitos macroeconómicos reais. Nomeadamente, de acordo com tais teorias, a falha dos salários e/ou dos preços se ajustarem totalmente no curto prazo explica porque é que os choques sobre a AD irão influenciar o emprego e o produto, podendo exercer efeitos duradouros sobre a actividade económica.

Como já foi referido, é normal a literatura keynesiana, especialmente a dos manuais ao nível da licenciatura, tratar separadamente as flutuações do ciclo económico (ou de frequência cíclica) das flutuações do crescimento económico (ou de baixa frequência). O ênfase de tal interpretação tradicional das flutuações macroeconómicas assenta numa estrutura conceptual de dois blocos “AD” e “AS”, onde os choques da procura (incluindo as inovações de política, mas não só) são tipicamente pensados como tendo efeitos reais no curto e médios prazos e os choques da oferta nos horizontes longos. Tal dicotomia é central na síntese neoclássica, a qual impõe os

ciclos económicos como fenómenos de desequilíbrio de curto prazo ou, por outras palavras, uma economia em equilíbrio de longo prazo.

Os modelos macroeconómétricos keynesianos mais recentes e mais sofisticados, além da estrutura AD-AS, incorporam também uma função de produção que determina o produto no longo prazo. Em tais especificações admite-se, igualmente, que são os choques da procura agregada que fazem com que a economia se afaste temporariamente do nível do produto de pleno emprego (“potencial” ou “natural”), o qual, no longo prazo, é determinado pelo *stock* de capital, força de trabalho e tecnologia. Os ciclos económicos são atribuídos a fenómenos de rigidez real e/ou nominal dos preços e dos salários, que são um elemento importante de transmissão dos choques para as variáveis macroeconómicas e, especialmente, justificam a existência de efeitos duradouros da AD sobre o nível da actividade económica.

A investigação de inspiração keynesiana sobre as fontes de rigidez dos preços e salários começou com os modelos de salários rígidos e preços flexíveis (com destaque para os trabalhos pioneiros de FISCHER (1977) e de TAYLOR, 1979). Tal abordagem previa uma correlação negativa entre choques da AD e os salários reais, visto que uma perturbação favorável do lado da procura fazia aumentar os preços mas, como os salários se mantinham temporariamente abaixo do seu nível de “*market clearing*”, os salários reais caíam em resposta a tal choque. Tal descida dos salários reais faria crescer o emprego e, consequentemente, o produto, dado que choques da AD induziam movimentos ao longo de uma curva da procura de trabalho estável.

Mais recentemente, houve uma viragem da atenção para o mercado do produto, isto é, para o caso de salários flexíveis e preços rígidos. Esta abordagem “*menu-costs*” (onde sobressaem os trabalhos de AKERLOF e YELLEN (1985), MANKIW (1985), PARKIN (1986) e MCCALLUM, 1986) prevê uma correlação positiva entre as perturbações da AD e os salários reais no curto prazo. Tal acontece porque, como existem custos de ajustamento à flexibilidade nominal dos preços, as empresas respondem a aumentos da procura com acréscimos na sua produção, os quais requerem mais *input* trabalho. Supondo uma curva da oferta de trabalho positivamente inclinada, salários nominais flexíveis e preços rígidos implicam que um choque positivo da procura agregada provoque um aumento temporário nos salários reais.

Na realidade, as duas situações podem ocorrer simultaneamente, ou seja, pode haver inércia dos preços e salários nominais, pelo que os salários reais podem estar positivamente ou negativamente relacionados com a AD, dependendo do grau de rigidez relativo. Embora não haja uma resposta clara para a questão do comportamento cíclico dos salários reais, muita literatura recente surgiu a apresentar evidência favorável à sua prociclicidade, apontando esta como um facto estilizado (nomeadamente, ROTEMBERG e SALONER (1986), HALL (1986b), BILS (1987), KENNAN (1988) e ROTEMBERG e WOODFORD (1991) demonstraram que os salários reais são acíclicos ou ligeiramente procíclicos). Tal evidência empírica foi tomada como desafiadora dos modelos que enfatizavam a rigidez salarial em favor de modelos com rigidez de preços e também como

uma falha dos modelos da teoria dos ciclos económicos reais, que não conseguem explicar tal comportamento.

Sendo as flutuações dos ciclos económicos dominadas por perturbações da AD, as quais, independentemente da fonte de rigidez, estão positivamente associadas com a evolução do produto e do emprego, o conhecimento da resposta de curto prazo dos salários reais a perturbações da procura oferece evidência importante sobre o grau de rigidez relativo dos preços e dos salários nominais. Concretamente, salários reais contracíclicos indicam que os salários nominais são mais rígidos do que os preços, enquanto que salários reais procíclicos indicam que os preços são mais rígidos do que os salários nominais.

É importante notar, contudo, que aquelas ilações estão dependentes da importância dos choques da procura sobre as flutuações da actividade económica. No caso da economia ser dominada por choques do lado da oferta agregada (especialmente choques tecnológicos que afectam a produtividade e o emprego), encontrar evidência empírica favorável a salários reais procíclicos não implica necessariamente que os preços se ajustem mais lentamente do que os salários nominais.

Para especificar melhor esta ideia, suponhamos uma economia aonde existe inércia nominal dos salários e perfeita flexibilidade de preços e cujas flutuações da actividade económica (no produto real ou no emprego) são devidas a choques de produtividade e da AD. Se, como dissemos, choques da AD estão negativamente correlacionados com o comportamento dos salários reais, já os choques tecnológicos estão positivamente associados à evolução dos salários reais e do emprego, dado que o comportamento conjunto dos salários reais e do emprego não reflecte apenas movimentos ao longo de uma curva da procura de trabalho estável mas também deslocções da mesma curva. Sendo assim, uma correlação positiva entre emprego (produto) e salários reais, por si só, não esclarece sobre a inércia nominal relativa dos preços e salários, na medida em que ambas as situações - salários reais procíclicos ou contracíclicos – podem ser consistentes com maior inércia dos salários do que dos preços ao nível nominal, dependendo da magnitude relativa dos choques da AS e da AD que afectam a actividade económica na frequência dos ciclos económicos.

Estas considerações teóricas norteiam a análise empírica efectuada neste capítulo, a qual tem subjacente dois grandes objectivos sequenciais: (1) identificar os choques com que a economia portuguesa se defrontou nas duas últimas décadas e (2) qual o papel relativo da rigidez de preços e salários nos ciclos económicos portugueses no mesmo período.

Para atingir os objectivos traçados utilizamos dois tipos de modelos. De referir, desde logo, que, com apenas 63 observações disponíveis para efectuar as regressões (1983:2 – 1998:4), procuramos usar uma modelização empírica com um número limitado de variáveis devido ao problema potencial de sobreparametrização associado com a abordagem dos vectores autoregressivos. Assim, numa primeira aproximação ao tema da rigidez, estimamos um SVAR

bivariado no produto real e taxa de desemprego, no qual as perturbações estruturais provêm do lado da oferta ou da procura. O segundo modelo empírico usa as variáveis produto real, salário real e taxa de desemprego, para explorar com mais precisão a importância relativa da rigidez nominal dos preços e salários através da análise do comportamento dos salários reais. Supõe-se um sistema dirigido por três tipos de choques: tecnológicos, da oferta de trabalho e da procura. Em ambos os modelos, usamos a teoria económica para proceder à identificação das perturbações estruturais e, para a decomposição das mesmas, usamos a técnica SVAR de longo prazo devida a BLANCHARD e QUAH (1989).

Organizamos este capítulo da seguinte forma. Começamos por rever as aplicações mais importantes da técnica SVAR de longo prazo. De seguida, na secção 6.3, como a modelização e estimação dependem crucialmente da correcta diferenciação das séries temporais, procedemos à caracterização das propriedades univariadas e multivariadas das variáveis usadas na análise. Na secção 6.4 estimamos os dois modelos referidos. Numa primeira fase estimamos a forma reduzida associada às especificações adoptadas e usamos as restrições de identificação sobre os níveis das variáveis do sistema para recuperar, a partir das inovações da forma reduzida, as inovações estruturais. Em cada caso, calculamos as funções resposta-impulso para analisar os efeitos dinâmicos das várias fontes de perturbação e efectuamos a decomposição da variância do erro de previsão, para vários horizontes temporais, de forma a aceder à importância relativa de cada choque estrutural nas flutuações sentidas por cada uma das variáveis endógenas do sistema. A encerrar este capítulo, sistematizamos os resultados mais importantes da análise efectuada, incluindo as suas principais condicionantes teóricas e empíricas.

6.2. REVISÃO DE APLICAÇÕES SVAR

Nesta secção efectuamos uma revisão das principais aplicações empíricas da abordagem SVAR. Começamos por uma breve exposição dos estudos aplicados naquela que foi uma das direcções principais do uso dos SVAR's: a identificação dos efeitos da política monetária. De seguida dedicamos mais espaço à literatura SVAR aplicada no âmbito do estudo das características dos impulsos e das suas implicações sobre os ciclos económicos, com particular incidência na técnica de decomposição dos choques estruturais devida a BLANCHARD e QUAH (1989). Concluimos com uma revisão sucinta dos trabalhos mais proeminentes na aplicação desta técnica na determinação de se a União Europeia constituirá uma área monetária óptima.

6.2.1. SVAR'S MONETÁRIOS

Para a primeira direcção foi decisivo o contributo de SIMS (1986), o qual abriu caminho para uma extensa aplicação da abordagem SVAR à análise dos efeitos da política monetária. O autor usou um SVAR contemporâneo com seis variáveis (produto real, investimento real, deflactor dos preços, oferta de moeda, taxa de desemprego e a taxa de juro real), para dados trimestrais americanos, ao longo do período 1948:1-1979:3. As funções resposta-impulso estimadas apareciam consistentes com a noção de que os choques monetários afectavam os preços, o produto e a taxa de juro. A partir de tais respostas, Sims definiu um conjunto de *priors*, os quais serviram como critérios básicos para a avaliação dos SVAR's monetários que, desde então, se lhe seguiram.

Assim, desde a aplicação SVAR de Sims, foi produzido um grande volume de trabalhos focando os modelos monetários dos ciclos económicos, retornando à questão teórica de qual o comportamento das variáveis nominais e reais a seguir a choques monetários e, em particular, quais os efeitos de política monetária sobre o produto real. Contam-se, neste domínio, os artigos de EICHENBAUM (1992), SIMS (1992), COGLEY (1993), CHRISTIANO *et al.* (1996), ROTEMBERG e WOODFORD (1997) e BERNANKE e MIHOV (1998) no contexto de uma economia fechada e os de EICHENBAUM e EVANS (1995) e de BAGLIANO *et al.* (1998) para economia aberta.

Ao mesmo tempo, também houve um progresso substancial na construção de medidas empíricas de choques exógenos da política monetária¹. Com efeito, um dos temas que mereceu particular atenção no âmbito dos SVAR's monetários foi o das medidas apropriadas dos choques ocorridos no mercado monetário.

Tradicionalmente, os referidos choques eram identificados com choques em agregados monetários abrangentes (como sejam o M1, o M2 ou a base monetária). A literatura SVAR empírica sobre os mecanismos de transmissão monetária em economias fechadas identificou dois *puzzles*, não explicáveis pelas teorias monetárias, quando se usava a taxa de juros e uma medida ampla dos choques monetários: (1) o “*puzzle* liquidez”, consistindo numa relação positiva da taxa de juro com um choque expansionista dos agregados monetários e (2) o “*puzzle* preço”, ou seja, uma relação positiva do nível de preços com choques monetários contraccionistas.

A literatura mais recente tem sugerido que a utilização dos agregados monetários amplos não será muito apropriada porque, por um lado, não reflecte fielmente os procedimentos de intervenção da autoridade no mercado monetário e, por outro, conduz frequentemente a resultados contrários aos previstos pela teoria. Donde, aqueles *puzzles* têm sido explicados e solucionados no âmbito de especificações VAR olhando a diferentes medidas do *stock* de moeda

¹ O trabalho de BERNANKE e MIHOV (1998) constitui uma boa referência para uma revisão, bastante completa, da bibliografia sobre o tema “medidas da política monetária”.

para extrair os choques de política monetária². Tal literatura tem sido bem sucedida no fornecimento de evidência concordante com modelos teóricos do mecanismo de transmissão monetária.

Outro grupo de trabalhos tem avançado com outra explicação para o aparecimento em concreto do “*liquidity puzzle*”: a não inclusão de um pressuposto de rigidez dos preços e salários³. A ideia subjacente é que como a inércia dos preços nos vários mercados tem efeitos importantes no que toca aos efeitos reais da política monetária, os modelos que ignoram isso conduzem ao resultado errado de que uma contracção monetária implica a descida das taxas de juro nominais.

Além dos dois *puzzles* acima referidos, um outro problema adicional residia no facto de se detectar causalidade, no sentido de Granger, dos agregados monetários sobre o produto quando no VAR não estavam presentes taxas de juro e de, em geral, não se detectar tal causalidade quando se incluíam as taxas de juro. Tal problema tem sido explicado pelo facto das inovações da taxa de juro, quando são introduzidas num sistema multivariado, absorverem a maioria do poder preditivo da moeda sobre o produto⁴.

Integrando estes desenvolvimentos, a literatura empírica VAR sobre mecanismos de transmissão em economias fechadas tem sido bem sucedida no fornecimento de evidência com a qual os modelos teóricos sobre mecanismo de transmissão monetária são confrontados. Tal sucesso já não é extensível ao caso de economias abertas, onde a literatura empírica SVAR se tem defrontando com um número de problemas empíricos de difícil resolução⁵. Nomeadamente, BAGLIANO *et al.* (1998) avançaram com algumas possíveis explicações do surgimento de tais questões nos SVAR's para economias abertas. Desde logo, como os SVAR's monetários em economias abertas são estimados para amostras que incluem alterações nos regimes de política monetária, a instabilidade dos parâmetros é um potencial problema. Por último, no que toca ao sistema de identificação, enquanto existe racionalidade para um esquema quase-recursivo em

2 Para economia fechada, tais resultados foram encontrados por vários outros autores para diversas unidades e períodos temporais e vários países. Assim, nos SVAR's do início da década de 90, SIMS (1992) mediu a política monetária pelas inovações da taxa de juro, EICHENBAUM (1992) usou as operações do Fed em mercado aberto enquanto que HASLAG e HEIN (1992) investigaram formalmente a noção de que o efeito de alterações nos rácios de requisitos de reservas mínimas era diferente do efeito de considerar outros instrumentos de política. Contudo, os resultados obtidos nos vários estudos não foram consensuais sobre qual das várias medidas era mais apropriada para captar a estância da política monetária. Tal facto, levou alguns autores a usar, simultaneamente, vários indicadores alternativos de política monetária. Nomeadamente, CHRISTIANO *et al.* (1996) usaram duas medidas alternativas de choques sobre a política monetária: choques ortogonalizados sobre a taxa de juro e choques ortogonalizados sobre as reservas mínimas legais.

3 São representativos, neste domínio, os modelos SVAR de SIMS (1997) e de ROTEMBERG e WOODFORD (1997).

4 Veja-se BERNANKE e MIHOV (1998).

5 Destacam-se aqui os influentes trabalhos de EICHENBAUM e EVANS (1995), BERNANKE e MIHOV (1998) e BAGLIANO *et al.* (1998): o primeiro por ser o SVAR pioneiro para economias abertas; o segundo por aí ser proposta uma medida alternativa para as inovações de política (“índice das condições monetárias”), baseada directamente sobre estimativas dos procedimentos operacionais do banco central; e o último por constituir uma excelente referência para o tema “como medir a política monetária em economias abertas”.

economias fechadas, já uma justificação similar não se aplica a economias abertas, visto haver relações de simultaneidade entre taxas de juro e taxas de câmbio em pequenas economia abertas.

Apesar da vasta utilização e dos progressos dos SVAR's monetários, estes continuam a ser objecto de algumas críticas. Por exemplo, COCHRANE (1998) e RUDEBUSCH (1998a) criticaram fortemente a adequabilidade dos SVAR's para capturarem os choques monetários, alegando, sobretudo, que os efeitos estimados da moeda sobre o produto dependem quase inteiramente dos pressupostos teóricos de que se parte para a estimação, ou seja, das restrições de identificação usadas.

Como nos SVAR's são usados vários pressupostos de identificação, coloca-se a questão de determinar, a partir dos dados, qual deles é o correcto. COCHRANE (1998) calculou várias estimativas do efeito da moeda sobre o produto sob pressupostos de identificação diferentes. Encontrou que as respostas-impulso estimadas para o produto variavam com os pressupostos de identificação adoptados para “moeda antecipada” ou “moeda não antecipada”, e que as diferenças eram tão importantes como no caso de uma diferente selecção das variáveis ou dos pressupostos de ortogonalização. Por seu lado, RUDEBUSCH (1998a) demonstrou que os resultados da estimação dos SVAR's variavam com os pressupostos sobre as variáveis relevantes, a linearidade da estrutura ou a duração dos desfasamentos.

Comentando as críticas de Rudebusch, SIMS (1998: 933) alegou que as escolhas envolvidas na econometria dos SVAR's monetários são uma parte essencial de qualquer modelização macroeconómica quantitativa, donde deviam ser colocadas num plano mais geral, como problemas genéricos da modelização quantitativa. Na reacção a esta resposta, RUDEBUSCH (1998b) realçou que não estava em desacordo com as conclusões dos SVAR's monetários, mas apenas com a sua fundamentação econométrica e, em particular, com os papéis relativos da evidência econométrica e das crenças apriorísticas para obter tais resultados. Isto é, mantinha a sua crítica de que as medidas de política monetária estimadas num VAR não faziam sentido e propunha que os VAR's fossem melhorados “com uma atenção mais cuidada à estrutura económica, em particular ao período amostral, quebras estruturais, selecção de variáveis, duração dos desfasamentos, e conjuntos de informação” (RUDEBUSCH, 1998b: 947).

6.2.2. INTERPRETAÇÃO DOS CICLOS ECONÓMICOS: A DECOMPOSIÇÃO DE BLANCHARD E QUAH

O interesse prático no tema da persistência das flutuações do produto real data dos trabalhos pioneiros de BEVERIDGE e NELSON (1981) e de NELSON e PLOSSER (1982), com dados da economia americana. Na sequência destes trabalhos, muita da discussão macroeconómica enfatizou a significância económica da dimensão da componente permanente do produto real.

Consequentemente, desenvolveu-se uma vasta literatura para tentar estimar tal magnitude⁶. Esta linha de investigação levou a que, como referia BLANCHARD e QUAH (1989: 655), “É agora vastamente aceite que o PNB é razoavelmente caracterizado como um processo de raiz unitária”. Ou seja, embora exista ainda algum desacordo sobre a persistência dos choques sobre o produto, praticamente todos os estudos empíricos recentes rejeitam a visão tradicional, segundo a qual os choques sobre o produto tinham pouco ou nenhum efeito permanente.

Dada a possibilidade do produto ser afectado por mais do que um tipo de perturbação, a análise foi alargada no sentido de explorar informação contida noutras variáveis macroeconómicas que não o produto. A abordagem SVAR constitui uma dessas vias, sobretudo ao nível da avaliação da contribuição relativa dos diferentes choques estruturais sobre as flutuações do produto em vários países. Neste âmbito, o processo de decomposição de choques estruturais do lado da oferta e da procura agregadas de BLANCHARD e QUAH (1989) foi precursor de uma investigação e de desenvolvimentos importantes na macroeconomia aplicada à análise dos ciclos económicos.

Num SVAR bivariado com as variáveis produto e taxa de desemprego, assumidas como variáveis integradas de ordem um e de ordem zero [$I(1)$ e $I(0)$], respectivamente, Blanchard e Quah interpretaram as flutuações nestas séries como sendo devidas a dois tipos de perturbações, não correlacionadas entre si: choques da oferta agregada e choques da procura agregada. A identificação foi efectuada através da imposição de uma restrição de longo prazo: as perturbações da procura apenas afectam o produto temporariamente, desvanecendo-se os seus efeitos com o passar do tempo, enquanto que as perturbações da oferta podem ter efeitos permanentes.

Por detrás de tal restrição estão razões teóricas. Os autores assumiram uma visão keynesiana tradicional das flutuações, segundo a qual, devido à presença de rigidez nominal⁷, as perturbações da procura exercem efeitos de curto prazo sobre o produto e o emprego, mas tais efeitos vão desaparecendo ao longo do tempo. No longo prazo, apenas os choques da oferta geram efeitos sobre o produto. Quanto ao desemprego, não é atingido no longo prazo por quaisquer dos dois tipos de choques situando-se, portanto, ao seu nível natural.

⁶ Muito desse trabalho deve-se, ainda, a CAMPBELL e MANKIW (1987) e COCHRANE (1988), os quais desenvolveram uma medida para calcular a magnitude da componente permanente de uma série. Contudo, outros investigadores, onde se destacam SHAPIRO e WATSON (1988), BLANCHARD e QUAH (1989) e QUAH (1992), lançaram dúvidas sobre a capacidade de tal medida calcular apropriadamente tal componente. Nos dois primeiros trabalhos, argumenta-se que as forças económicas subjacentes aos movimentos do produto implicam que múltiplas perturbações o afectam e que a componente permanente subjacente é mais rica do que a resultante daquela medida. Mais incisivamente, QUAH (1992) demonstrou que, de facto, tal medida não conseguia identificar adequadamente a componente permanente do produto, provando que, em séries temporais integradas, esta última podia ser tomada como arbitrariamente alisada de forma a que, para todos os horizontes, era a componente transitória que dominava as flutuações das séries, subestimando, assim, a magnitude da outra componente.

⁷ Concretamente, o modelo teórico subjacente usado foi o de FISCHER (1977), com ligeiras modificações. Contudo, como expresso pelos autores, a mesma interpretação pode ser igualmente derivada do modelo de contratos por fases de TAYLOR (1979).

Os próprios autores descreveram as advertências a considerar no uso da sua técnica de decomposição das perturbações estruturais.

Em primeiro lugar, o pressuposto de que as duas perturbações não são correlacionadas em todos os seus *leads* e *lags* (ortogonalidade dos choques) não restringe os canais através dos quais as perturbações da oferta e da procura afectam o produto e o desemprego e, em particular, não eliminam a possibilidade de perturbações da oferta afectarem directamente a procura agregada.

Um segundo aspecto questionável é o pressuposto de que choques da procura não afectam o produto no longo prazo. Nomeadamente, os autores referiram que se ocorrerem alterações da taxa de desconto subjectiva ou da política fiscal, a taxa de poupança pode ser afectada e, subsequentemente, o *stock* de capital no longo prazo (e, logo, também o produto). Da mesma forma, a presença de rendimentos crescentes ou efeitos de “*learning by doing*” podem gerar alterações do produto no longo prazo devido a choques da procura. Era, no entanto, convicção dos autores que, a existirem tais efeitos, eles seriam insignificantes na sua dimensão, relativamente aos dos choques da oferta. Daí, os autores derivarem que, mesmo na presença daqueles efeitos, a sua decomposição estaria “quase correcta”⁸.

Um outro problema salientado por Blanchard e Quah é o inerente a qualquer sistema dinâmico de pequena dimensão, isto é, a probabilidade de existirem muitas fontes de perturbações do produto e do desemprego, para além das duas consideradas na modelização. Na realidade existem muitas perturbações de oferta e muitas do lado da procura, umas com efeitos permanentes e outras com efeitos transitórios sobre o produto. Ora, se todas elas tiverem um papel igualmente importante nas flutuações agregadas, então, como reconhecido pelos autores, a sua decomposição não faz sentido.

Não obstante tais advertências, Blanchard e Quah consideraram a sua interpretação dada aos choques como útil e razoável. Da sua aplicação a dados americanos, concluíram que, não obstante as diferenças entre as várias estimações, conforme os diferentes tratamentos dados aos *breaks* e *trends*, os resultados sugeriam um papel importante para os choques da procura sobre as flutuações do produto nos horizontes de curto e médio prazo. Já em relação às flutuações do desemprego, as perturbações da procura apareciam como importantes na sua determinação, independentemente dos tratamentos dados aos *breaks* e *trends*. Adicionalmente, as respostas-impulso estimadas mostraram que as perturbações da procura tinham efeitos transitórios sobre o produto e o desemprego, com uma forma côncava, os quais desapareciam passados aproximadamente 2 a 3 anos. As perturbações da oferta apenas tinham efeitos permanentes sobre o produto, os quais se acumulavam ao longo do tempo e atingiam uma plataforma estável após cerca de 5 anos.

⁸ Como demonstraram formalmente no apêndice técnico das págs. 668-672.

Extensões da Decomposição de Blanchard e Quah

Outros trabalhos aplicados ao estudo dos ciclos económicos americanos basearam-se na abordagem de Blanchard-Quah, alargando-a no sentido de uma identificação mais explícita das perturbações da oferta e da procura agregadas. Salientam-se, neste particular, as contribuições de SHAPIRO e WATSON (1988), KING *et al.* (1991) e GALI (1992), que apresentavam em comum: (1) a consideração de uma tendência estocástica para o produto e (2) inexistência de efeitos dos choques da AD sobre o produto real no longo prazo.

SHAPIRO e WATSON (1988) desenvolveram a técnica de Blanchard e Quah, efectuando a decomposição da perturbação do lado da oferta agregada em choques de produtividade e choques da oferta de trabalho. Os autores tentaram quantificar as fontes das flutuações económicas colocando restrições mínimas e plausíveis para efeitos de identificação, que não dependessem da teoria do ciclo económico. Nesse sentido, a especificação econométrica é suportada por um modelo teórico, no qual as propriedades das variáveis reais no longo prazo surgem determinadas por um modelo de crescimento neoclássico simples, ou seja, usando o pressuposto identificativo de que apenas choques AS (tais como tecnológicos, do preço do petróleo e da oferta de trabalho) exercem efeitos permanentes sobre o produto real da economia, enquanto que, no curto prazo, tanto choques reais como monetários podem afectar o produto⁹.

Os autores concluíram que a AD contava com cerca de 20% a 30% da variação do produto e as alterações tecnológicas representavam um 1/3 das flutuações do produto, em horizontes temporais dos ciclos económicos. Mas, a característica mais interessante dos resultados deste trabalho foi o papel determinante que as deslocações permanentes da oferta de trabalho tinham sobre a variabilidade do produto em todas as frequências. Por outras palavras, os choques da oferta de trabalho eram determinantes não apenas dos movimentos de longo prazo da economia (como no modelo de crescimento de Solow), como também nos ciclos económicos de curto prazo, explicando cerca de 40% da variabilidade do produto num horizonte temporal de 2 anos.

Em comentário ao trabalho de Shapiro e Watson, também HALL (1988a) e QUAH (1988) consideraram este resultado como o mais importante, na medida em que, à altura, nenhuma versão dos modelos teóricos padrão das escolas de pensamento económico activas – a dos ciclos económicos reais e a novo-keynesiana – atribuía qualquer papel à oferta de trabalho como força condutora do ciclo¹⁰. Assim, a descoberta de Shapiro e Watson abriu caminho à reflexão da teoria

⁹ A mesma estrutura teórica, com ligeiras modificações, serviu de base à investigação de SPENCER (1998). Este trabalho pretendia medir o grau relativo da rigidez nominal dos preços e salários na economia americana, através do comportamento cíclico dos salários reais. Este mesmo propósito está subjacente à aplicação empírica SVAR por nós efectuada ao caso português, na secção 6.4 deste capítulo. O autor usou uma especificação-base com 3 variáveis: taxa salarial real, emprego agregado e taxa de desemprego. De salientar que, como a análise foi conduzida sobre a resposta dos salários reais a perturbações da AD, Spencer não efectuou a separação dos choques do lado da oferta. Em geral, a evidência encontrada apresentou-se como mais favorável a salários nominais mais rígidos do que os preços e, assim, mais importantes que a rigidez de preços na transmissão dos choques da AD à actividade económica real, no período 1950:1-1992:4.

¹⁰ Quah considerava que tal resultado podia ser espúrio, isto é, motivado pelo pressuposto de exogeneidade dos preços do petróleo, o qual, ao reduzir a importância dos mesmos choques, provocava aumentos das contribuições relativas das perturbações de oferta de trabalho e tecnológicas.

macroeconómica verificando-se que, posteriormente, autores como BURNSIDE *et al.* (1992), no âmbito do uso de técnicas dos ciclos económicos reais para estudar os efeitos de comportamentos do tipo *labor hoarding* sobre a sensibilidade do resíduo de Solow para medir os choques tecnológicos, e HALL (1997), partindo de um modelo baseado nos ingredientes neoclássicos padrão, obtiveram conclusões consistentes com a importância que podem assumir as variações da oferta de trabalho na frequência dos ciclos económicos.

Um outro contributo importante para o desenvolvimento da abordagem SVAR de longo prazo, inclui a extensão pioneira de KING *et al.* (1991) a um modelo SVAR com representação na forma de um mecanismo corrector de erro (MCE). Entre as restrições de identificação usadas para efectuar a decomposição dos choques estruturais do sistema, os autores usaram uma restrição de identificação de longo prazo implicada pelos modelos dos ciclos económicos reais, ou seja, que os choques permanentes de produtividade eram choques sobre um *trend* estocástico comum no produto, consumo e investimento (crescimento equilibrado). Aplicando procedimentos econométricos sobre o consumo, investimento e produto americanos do pós-guerra encontraram resultados consistentes com a pretensão da teoria dos ciclos económicos reais de que os choques de produtividade dominavam as flutuações económicas.

Contudo, tais resultados não resistiram à introdução de medidas da moeda, nível de preços e taxa de juro nominal, pois o poder explicativo dos choques de produtividade diminuiu consideravelmente. Neste último contexto, os choques de produtividade deixaram de ser a fonte determinante das flutuações económicas americanas, no período amostral (a contribuição para as variações do produto era menos de 45%), o que contrariava a implicação chave dos modelos dos ciclos económicos reais. Donde, os autores foram levados a concluir que os dados americanos não eram consistentes com a visão de que um único choque permanente real fosse a fonte dominante das flutuações dos ciclos económicos. Por outro lado, os resultados empíricos também colocaram em questão outras explicações dos ciclos económicos (como a keynesiana), pois as estimativas dos choques nominais, restringidas a ter efeitos nulos no longo prazo, explicavam muito pouco das flutuações da actividade económica real¹¹.

Por seu lado, o aspecto metodológico inovador da extensão efectuada por GALI (1992) é a combinação de restrições contemporâneas com restrições de longo prazo para identificar um SVAR com 4 variáveis: moeda, taxa de juro, preços e produto. Com este trabalho, Gali pretendia

¹¹ A estrutura de modelização SVAR com cointegração de KING *et al.* (1991) abriu caminho a muitos outros trabalhos aplicados ao estudos dos ciclos económicos para vários países como, por exemplo, os realizados por SMITH e MURPHY (1994) para a economia australiana e por GARRATT *et al.* (1998; 1999) para o Reino Unido. O exemplo empírico de King *et al.* serviu também outros propósitos como o subjacente ao estudo de STAMANT (1996), onde a decomposição das taxas de juro nominais dos EUA, numa componente inflação esperada e numa componente taxa de juro real *ex-ante*, foi efectuada através do pressuposto de que as taxas de juro nominal e as expectativas de inflação se moviam proporcionalmente no longo prazo e que a taxa de juro real era estacionária. Já em PESARAN e SMITH (1998), o mesmo exemplo foi usado, principalmente, para demonstrar, com um sentido eminentemente pedagógico, a importância do uso da teoria económica como suplemento da informação estatística na modelização SVAR em sistemas cointegrados.

reavaliar a validade empírica do modelo IS-LM, elemento central da economia keynesiana. De acordo com versões estilizadas de tal modelo, assumiu que as flutuações da moeda, taxas de juro, preços e produto eram largamente o resultado de 4 tipos de perturbações: AS, oferta de moeda, procura de moeda e IS. Para tal, complementando a linha de investigação de Shapiro e Watson, Gali foi mais longe decompondo a componente transitória do PNB devida a choques da AD em efeitos dinâmicos separados provenientes da oferta de moeda, procura de moeda e de choques IS. Para identificar estes três choques, Gali impôs um conjunto de restrições de curto prazo (plausíveis em termos de evidência empírica) e restrições de longo prazo.

A resposta dinâmica da economia aos diferentes tipos de choques mostrou, em geral, ajustar-se de perto às previsões qualitativas da estrutura IS-LM aumentada pela curva de Phillips (modelo AD-AS)¹². No entanto, e em sintonia com a descoberta de Shapiro e Watson, Gali também concluiu que havia um desvio em relação à interpretação keynesiana dos ciclos económicos, quanto à grande importância assumida pelos choques da AS nas flutuações de curto prazo do PNB.

6.2.3. AVALIAÇÃO DE ÁREAS MONETÁRIAS ÓPTIMAS

A abordagem SVAR de longo prazo proposta por Blanchard e Quah foi, posteriormente, estendida a outros contextos mais específicos. De seguida, revemos alguns dos estudos empíricos realizados numa área temática, onde os resultados da aplicação da técnica de decomposição de Blanchard e Quah têm sido bastante promissores¹³: avaliação da União Económica Monetária (UEM) como uma área monetária óptima.

Estando previsto no Tratado de Maastricht que os países da União Europeia (UE) formariam uma união monetária no final dos anos 90, as discussões em torno da concretização de uma UEM deram um novo ímpeto ao estudo das áreas monetárias óptimas, o qual se insere num

¹² Na linha de Gali, também FACKLER e MCMILLIN (1998) estimaram e analisaram o impacto de múltiplos choques AD e AS num pequeno modelo macroeconómico para a economia americana, tendo por base o modelo AD-AS. Para identificação dos dois choques do lado da oferta e dos 4 tipos de choques AD basearam-se, respectivamente, em SHAPIRO e WATSON (1988) e em GALI (1992). A abordagem destes autores, no entanto, trouxe algumas inovações relativamente a estes dois estudos, nomeadamente, pela distinção efectuada entre dois choques da oferta de moeda: choques no multiplicador monetário e no agregado “reservas”.

¹³ De facto, a decomposição de Blanchard-Quah tem sido usada com vários outros propósitos. Um deles é o da análise das fontes de flutuações das taxas de câmbio, onde figuram os estudos aplicados de LASTRAPES (1992), para 6 países desenvolvidos (Alemanha, EUA, Reino Unido, Canadá, Itália e Japão) e o de CHEN e WU (1997), para 4 países do Pacífico (Japão, Coreia, Taiwan e Filipinas). Diferente propósito está subjacente ao trabalho de DESERRES *et al.* (1995), no qual, através de uma aplicação SVAR a dados da economia mexicana, se mostra que o produto potencial pode ser estimado e projectado usando a decomposição de Blanchard-Quah. Um outro domínio recente de aplicação é o do estudo do comportamento no mercado de títulos e, em particular, na determinação das fontes da observada excessiva volatilidade dos preços das acções; LEE (1998) surge entre as referências dos estudos elaborados com tal propósito.

conjunto central de temas clássicos no domínio da macroeconomia internacional¹⁴.

Um resumo das conclusões da literatura que se debruçou sobre os custos e benefícios da formação de uma união monetária aponta que tal união será benéfica quando os ganhos resultantes de menores custos de transacção e maior transparência nos preços relativos suplantarem os custos de ajustamento a choques económicos assimétricos por outros meios que não a política monetária, como através do ajustamento dos preços e salários, mobilidade do trabalho e política fiscal.

Os estudos empíricos têm-se centrado mais sobre os custos, nomeadamente, ao nível da quantificação dos custos da redução da independência das políticas. Tal custo será significativo apenas se duas condições forem satisfeitas: (i) os choques reais devem ser suficientemente assimétricos para que o ajustamento da taxa de câmbio real seja importante e (ii) a política monetária deve ser capaz de efectivamente estabilizar a economia e, conseqüentemente, afectar o produto. Tal requer que exista alguma forma de rigidez no comportamento dos preços e salários que os impeça de se ajustarem rapidamente de forma a equilibrar os mercados.

Daqui surgiram os dois temas mais explorados na investigação empírica sobre a UEM, onde se têm aplicado os SVAR's: a magnitude dos choques assimétricos entre as economias europeias e o grau de rigidez dos preços e salários nos respectivos mercados.

6.2.3.1. CHOQUES ASSIMÉTRICOS

De acordo com a literatura das áreas monetárias óptimas, um dos principais custos de uma união monetária consiste na incapacidade de cada país usar uma política independente de forma a atingir um ajustamento óptimo aos choques. Daí que uma grande parte da investigação sobre a UEM se tenha centrado sobre os choques que afectam os países membros, sobretudo na distinção entre choques comuns e idiossincrásicos e entre choques simétricos e assimétricos. Apenas os choques idiossincrásicos e assimétricos representam algum custo para uma união monetária, dado que os choques comuns ou simétricos não requerem qualquer ajustamento da taxa de câmbio real de cada país. Por isso, o enfoque da investigação foi a extensão da assimetria entre choques de vários países europeus¹⁵.

Neste campo, para avaliar as propriedades da área monetária óptima da zona Euro, é de importância fundamental determinar a dimensão provável e correlação dos choques entre os

¹⁴ As primeiras referências sobre este tema remontam aos trabalhos realizados na década de sessenta por Mundell, McKinnan e Kenen, onde se identificaram os critérios para definir tais áreas e, nomeadamente, os benefícios e custos principais da formação de uma área monetária comum. O livro sobre macroeconomia internacional de OBSTFELD e ROGOFF (1996) apresenta, nas pág. 633-634, as ideias básicas relativas ao tema das áreas monetárias óptimas, enquanto o *paper* de OBSTFELD (1998) fornece uma revisão dos desenvolvimentos na macroeconomia de economia aberta através do debate sobre a UEM, a qual constitui um caso útil para se analisar tais desenvolvimentos.

¹⁵ Segundo THOMAS (1997: 6) existe também uma literatura considerável que considera necessário estudar, complementarmente, o mecanismo de propagação dos choques simétricos antes de efectuar um julgamento sobre os custos e benefícios da UEM.

países participantes. Se os choques assimétricos da procura e de oferta não forem significativos, os custos potenciais de perda da autonomia monetária serão limitados, mesmo na presença de rigidez dos mercados de trabalho e do produto e sem um papel maior de estabilização da política fiscal. Uma linha de investigação recente concentrou-se sobre este tema, usando a experiência de outras áreas como ponto de referência onde as uniões foram bem sucedidas.

Entre as várias tentativas para quantificar o grau de assimetria entre os países europeus destaca-se o estudo de BAYOUMI e EICHENGREEN (1992), os quais derivaram estimativas dos choques da oferta e da procura para os principais países da UE e regiões dos EUA, ao longo do período 1962-1988. Para tal, usaram um SVAR bivariado (produto real e preços), assumindo, na linha de BLANCHARD e QUAH (1989), que os choques da procura tinham um efeito transitório sobre a produção real e permanente sobre os preços enquanto que os choques da oferta exerciam um efeito de longo prazo sobre os preços e o produto.

A comparação com as regiões dos EUA levou os autores a concluir que os choques relevantes tinham sido mais idiossincráticos entre os países da UE do que entre regiões dos EUA. Mais especificamente, o grupo de países da Europa Central (Alemanha, França, Bélgica, Holanda, Áustria e Dinamarca), exibiam uma correlação estrutural mais forte do que o grupo de países periféricos (Reino Unido, Itália, Espanha, Portugal, Irlanda e Grécia), ocupando a Suécia uma posição intermédia. Adicionalmente, os choques da oferta e da procura experimentados pelo primeiro grupo de países tinham sido menos pronunciados do que no segundo. Por outro lado, os países da UE apresentavam, também, uma resposta mais lenta a choques agregados do que as regiões dos EUA (não obstante a falta do instrumento cambial nos EUA), presumivelmente, devido a uma menor mobilidade dos factores. Os autores interpretaram tais resultados como denunciadores de enormes dificuldades a enfrentar a quando da criação da união monetária na Europa, defendendo antes a viabilidade de uma união monetária centrada apenas naquele pequeno grupo de países “vizinhos” da Alemanha.

A metodologia de Bayoumi e Eichengreen serviu de base à realização de vários estudos empíricos, entre os quais destacamos o de BARBOSA *et al.* (1998: Cap. 3) para dados anuais da taxa de crescimento do produto real e da taxa de inflação em Portugal, no período 1963-1995¹⁶. Este SVAR foi estimado com base no pressuposto de que os choques da procura eram, no longo prazo, neutros em relação à produção real. Usando, igualmente, a Alemanha como o país de referência foram aferidas as correlações entre os choques da oferta e da procura naquela economia e um grupo de outros países europeus (Espanha, Itália, Reino Unido, Áustria, Holanda, França, Bélgica e, naturalmente, Portugal). Em concordância com os resultados de Bayoumi e Eichengreen, as

¹⁶ Com um objectivo completamente distinto, também DIAS e PINHEIRO (1995) usaram um SVAR bivariado na taxa de inflação e taxa de crescimento do produto real, para dados trimestrais entre 1977:1-1995:1. A intenção era determinar que tipo de choques económicos tinham contribuído para a inflação portuguesa naquele período. Os choques da oferta e da procura foram separados, restringindo o último a ter efeitos nulos no médio e longos prazos. Concluíram que a inflação observada estava associada, predominantemente, a choques da AD.

estimativas obtidas para os coeficientes de correlação dos choques da oferta e da procura apontaram para uma maior ligação de Portugal com os países da “periferia” (Espanha, Reino Unido e Itália) do que com países do núcleo central.

O trabalho de Bayoumi e Eichengreen tem sido criticado, sobretudo, pela sua abordagem bivariada, isto é, com base no argumento que um sistema SVAR a duas variáveis é incapaz de distinguir, convenientemente, entre choques reais e nominais. Tal é importante no contexto da UEM, porque se os choques identificados com choques da procura são realmente choques nominais, o custo de perder a taxa de câmbio como instrumento de ajustamento macroeconómico vem exagerado. Outro reparo àquela abordagem, incide sobre a potencial sensibilidade dos resultados à região “âncora”¹⁷.

No sentido de suplantar tais problemas, literatura posterior tem usado modelos SVAR com maior número de variáveis e outros países de referência. Neste âmbito, distinguem-se os trabalhos de CHAMIE *et al.* (1994), CLARIDA e GALI (1994) e CANZONERI *et al.* (1996), os quais usaram SVAR's trivariados com o intuito de decompor os choques do lado da procura em perturbações de carácter real e nominal.

CHAMIE *et al.* (1994) examinaram se a UEM seria uma área monetária óptima, através da estimação do grau de assimetria dos choques que afectaram 13 países da UE e comparação dos resultados com os obtidos para 9 regiões dos EUA. Para cada país assumiram que a taxa de crescimento da produção industrial, taxa de crescimento dos preços no consumidor, e taxa de crescimento de M1 seguiam um processo estocástico estacionário que respondia a três tipos de choques: da oferta, da procura real e da procura nominal. Impuseram como restrições que nem os choques reais nem os nominais da procura tinham efeitos permanentes sobre o produto e que os choques nominais tinham o mesmo efeito permanente sobre a moeda e os preços, de forma que a moeda real era neutral no longo prazo. Os resultados obtidos com tal estrutura diferiram dos de Bayoumi e Eichengreen em dois aspectos importantes: (1) o conjunto de países ou regiões caracterizados com um grau de assimetria nos choques era diferente e (2) o ajustamento do produto em resposta a um choque estrutural era menor nas regiões dos EUA do que nos países europeus.

De forma similar, CLARIDA e GALI (1994) e CANZONERI *et al.* (1996) propuseram um SVAR a 3 variáveis para identificar, em separado, choques reais e nominais da procura agregada e choques da oferta agregada. No trabalho de Clarida e Gali, os choques da procura real e nominal foram assumidos como tendo ambos apenas um efeito temporário sobre o produto relativo, mas só o choque nominal da procura exercia, meramente, um impacto de carácter temporário sobre a taxa de câmbio real. Os autores concluíram que os choques reais eram importantes na explicação da volatilidade da taxa de câmbio real para as cinco economias analisadas (Japão, EUA, Alemanha, Canadá e Reino Unido). No sistema de identificação adoptado por Canzoneri *et al.* efectuou-se apenas a substituição pelo pressuposto de que o consumo do governo (variável da procura real em

¹⁷ Vejam-se CHAMIE *et al.* (1994) e THOMAS (1997).

vez da taxa de câmbio real) não era afectado permanentemente por um choque nominal. Contrariamente aos resultados de Clarida e Gali, encontraram que os choques nominais é que tinham contado para a maioria da variação da taxa de câmbio real entre a Alemanha e um grupo de seis países (Áustria, Holanda, França, Itália, Espanha e Reino Unido). Assim, segundo os autores, tais países europeus não seriam adversamente afectados pela introdução da moeda única pois as suas taxas de câmbio não se tinham comportado como absorvedoras de choques no período pós falência do Sistema de Bretton Woods.

Desta forma, Canzoneri *et al.* aparecem como os primeiros autores defender a tese de que a perda do instrumento cambial na formação de uma união monetária no espaço da UE não representaria uma perda significativa em termos de estabilização macroeconómica, o que entra em confronto com o defendido por outros estudos sobre choques assimétricos (muitos deles influenciados por Bayoumi e Eichengreen). Adicionalmente, também defenderam que uma união monetária mais vasta podia ser viável, podendo incluir países ditos da periferia que não seriam demasiado afectados pela perda do instrumento cambial e da autonomia da política monetária nacional se também fossem incluídos nessa união.

Os esquemas de identificação de CLARIDA e GALI (1994) e de CANZONERI *et al.* (1996) foram seguidos em estudos empíricos realizados para diferentes países europeus, os quais tentaram determinar a extensão pela qual os movimentos na respectiva taxa de câmbio real tinham sido dirigidos por choques reais e nominais. São exemplos o trabalho de THOMAS (1997) com dados para a Suécia, de BARBOSA *et al.* (1998: Cap. 3) para Portugal e de ASTLEY e GARRATT (1998) para o Reino Unido. Nos dois primeiros casos, havia o objectivo específico de determinar o custo potencial de abandonar a taxa de câmbio como instrumento de política económica. Tanto para a Suécia como para Portugal a evidência empírica apontava para que o custo de fixar irrevogavelmente a taxa de câmbio no âmbito de uma UEM podia não ser muito relevante¹⁸.

Concretizando melhor para o caso português, da estimação efectuada por BARBOSA *et al.* (1998) para o período 1970-1989, concluiu-se que as flutuações da taxa de câmbio do escudo face a um núcleo de países (Alemanha, França, Bélgica, Holanda e Grécia) só limitadamente tinham estado associadas às perturbações que tinham tido maior impacto macroeconómico na produção relativa, ou seja, às classificadas como perturbações não neutras no longo prazo (ou reais). Por outras palavras, a taxa de câmbio não teria sido usada no passado como instrumento amortecedor de perturbações macroeconómicas (mas antes, provavelmente, para neutralizar o diferencial de inflação em relação ao exterior) e, conseqüentemente, a perda do instrumento

¹⁸ Especificamente para a Suécia, Thomas concluiu que se os choques da procura real resultavam de políticas macroeconómicas controláveis, sendo que o custo de fixar a taxa de câmbio não era maior (podendo até ser inferior) para a Suécia do que para a maioria dos países da UEM.

cambial não viria a representar, relativamente ao passado, um custo adicional em termos de estabilização das flutuações cíclicas¹⁹.

Além das extensões acima referidas da abordagem SVAR bivariada de Bayoumi a três variáveis, será de destacar também o alargamento efectuado por ERKEL-ROUSSE e MÉLITZ (1995) e por BHATTACHARYA e BINNER (1998), os quais consideraram, respectivamente, cinco e quatro perturbações estruturais afectando o sistema.

No primeiro caso, ERKEL-ROUSSE e MÉLITZ (1995) usaram dados trimestrais para um grupo dos 6 maiores países europeus (Alemanha, Espanha, França, Itália, Holanda e Reino Unido), no período entre 1970 e 1992, com o propósito fundamental de apurar o sacrifício em que cada país iria incorrer com o abdicar da sua política monetária e qual a importância de manter uma política fiscal independente no quadro da UEM. Para tal foi estimado uma SVAR com cinco variáveis, onde os choques estruturais foram identificados, no espírito de BLANCHARD e QUAH (1989), através da imposição de restrições de nulidade sobre os efeitos reais de longo prazo das variáveis nominais. A inovação deste trabalho residiu na consideração de choques separados para representar os efeitos de surpresas da política monetária e da política fiscal. A evidência empírica sobre o impacto da política monetária e fiscal na performance económica revelou que, à excepção do Reino Unido e da Alemanha, todos os países perdiam pouco se abdicassem da sua independência monetária mas que, contrariamente, a manutenção de uma política fiscal independente era importante para todos os países (excepto para a Alemanha), podendo servir para mitigar custos de ajustamento, mais tarde, dentro da UEM.

Na mesma linha, BHATTACHARYA e BINNER (1998) usaram um SVAR de longo prazo para modelizar o comportamento conjunto do produto real, taxa de juro nominal, taxa de juro real e moeda real, impondo restrições de forma a que perturbações sobre aquelas variáveis pudessem ser interpretadas como choques da oferta agregada, choques oferta de moeda, choques IS e choques procura de moeda. Concluíram que as economias europeias analisadas (Alemanha, França, Itália, Reino Unido e Holanda), no período coberto pela análise (entre 1971 e 1994), tinham enfrentado diferentes tipos de choques, interpretando este resultado como indicativo de que, para aqueles países, não estavam reunidas as condições para formar uma área monetária óptima²⁰.

¹⁹ A estimação deste SVAR insere-se no contexto mais vasto que preside ao Cap. 3 do estudo “Impacto do Euro na Economia Portuguesa”, o qual visava fornecer uma imagem, em termos empíricos, do caso português no contexto da discussão sobre os choques assimétricos. Foram ponderados três factores quanto à avaliação das implicações da perda de soberania monetária e cambial da adesão ao Euro: (1) grau de abertura ao exterior; (2) importância dos choques assimétricos; e, (3) mecanismos de ajustamento, nomeadamente por via do mercado de trabalho (mobilidade de factores e flexibilidade dos salários reais), do mercado financeiro e da política orçamental. Em geral, a evidência empírica foi favorável à tese de que a unificação monetária não viria a representar, relativamente ao passado, um acréscimo significativo dos custos em matéria de estabilização da economia após a ocorrência de choques.

²⁰ No entanto, os autores consideravam que aquelas economias poderiam enfrentar choques mais similares no futuro como consequência da UEM e/ou reformas do Mercado Único.

A terminar, queremos, ainda, destacar dois documentos de trabalho do Banco Central Europeu (BCE), recentemente produzidos por ANGELONI e DEDOLA (1999) e MONTICELLI e TRISTANI (1999).

Os primeiros autores, numa réplica do SVAR bivariado de BAYOUMI e EICHENGREEN (1992) para um período mais recente (1964:1-1997:1), apresentaram nova evidência sobre os movimentos dos ciclos económicos entre os países participantes da UEM e sobre a evolução recente da função reacção dos principais bancos centrais da UE antes do início da terceira fase da UEM. Os resultados indicaram que as correlações do produto, índices de mercado de títulos e de preços tinham aumentado no período recente, o que não parecia ficar a dever-se muito a deslocamentos nos percursos de correlações dos choques da oferta e da procura, mas antes a uma maior influência do processo de transmissão internacional, operado através dos mercados, expectativas e outros factores, e a uma maior coerência das políticas monetárias. Adicionalmente, descobriram uma maior coerência na condução das políticas monetárias por parte dos bancos centrais de seis dos países da UE.

Por seu lado, a aplicação SVAR de MONTICELLI e TRISTANI (1999) merece destaque por ser pioneira na consideração da área Euro como um sistema económico único, em vez de uma colecção de países participantes. Este trabalho vem, assim, preencher uma lacuna existente, fornecendo uma primeira caracterização das propriedades estruturais da área Euro relevantes para as decisões de política monetária do BCE. Os autores usaram dados trimestrais no período de 1976 a 1997 para a variação do PIB, taxa de juro nominal a 3 meses e taxa de inflação e, no espírito do trabalho de GALI (1992), combinaram restrições de curto e de longo prazo para identificar as três perturbações estruturais do sistema: choques da despesa (choques IS), choques da oferta agregada e choques monetários. As propriedades dinâmicas dos modelos estimados, analisadas por comparação com a evidência disponível para os EUA, deram suporte à visão de “esclerose” da economia europeia, ou seja, de uma flexibilidade inferior na área Euro²¹.

6.2.3.2. RIGIDEZ DOS PREÇOS E SALÁRIOS

Como já foi acima sublinhado, a importância do grau de assimetria dos choques será apenas relevante na avaliação dos custos de uma união monetária na medida em que existam fenómenos de rigidez que evitem que os preços se ajustem rapidamente no sentido de garantir a variação necessária da taxa de câmbio real²². Por outras palavras, quanto mais eficientemente funcionarem os mecanismos de ajustamento alternativos, menores serão os custos associados com os choques assimétricos de uma união monetária. Donde, a aceitação de uma base teórica de

²¹ Sublinhando as palavras dos autores, este trabalho pode constituir um ponto de partida útil para investigação adicional dirigida à questão: “O que faz uma política monetária única?”.

²² Entre outros, o trabalho de CLARIDA e GALI (1994) demonstrou como o ajustamento lento dos preços oferece um potencial para racionalizar o comportamento das taxas de câmbio tal como, entre outras regularidades, a existência de um efeito persistente dos choques nominais sobre as taxas de câmbio reais.

preços rígidos para o co-movimento entre preços relativos e taxas de câmbio nominais tem implicações importantes para a política de estabilização, na medida em que a rigidez de preços fornece um canal através do qual as políticas macroeconómicas podem contrabalançar choques não antecipados e que têm, potencialmente, efeitos reais.

Na maioria das aplicações SVAR acima referidas, subjacente à identificação dos choques estruturais, foi usado o modelo IS-LM modificado para economia aberta por Mundell, Fleming e Dornbusch²³. Nesta estrutura teórica assume-se, entre outros, os pressupostos de rigidez de preços e salários e de neutralidade monetária no longo prazo. Sendo assim, a questão central do debate macroeconómico de se os preços e salários são rígidos no curto prazo é também crítica para avaliar a influência do regime de taxas de câmbio, real e nominal, sobre a macroeconomia.

Não obstante, a produção de evidência empírica sobre a rigidez nominal de preços nos mercados do produto e de trabalho europeus é ainda reduzida. Neste âmbito, distinguimos mais uma vez o trabalho de CHAMIE *et al.* (1994) porque, para além de terem analisado a assimetria dos choques, também forneceram uma medida empírica do grau de rigidez nominal de curto prazo para várias economias europeias. Tal foi efectuado medindo a inclinação da curva da oferta agregada de curto prazo e comparando a rapidez de ajustamento aos choques nos diferentes países analisados. Subjacente estava a ideia de quanto maior o grau de rigidez de preços, menos inclinada seria a curva AS e, logo, maior a eficácia da política monetária sobre a actividade económica. As estimativas obtidas levaram os autores a concluir que os custos de ajustamento associados com a maior assimetria dos choques nos países periféricos podia ser mitigado pelo ajustamento de preços mais rápido verificado para aqueles²⁴.

Já em relação à rigidez dos salários reais existe um maior número de trabalhos dedicado à estimação do seu grau, onde se inserem os realizados por VIÑALS e JIMENO (1996), DOLADO e JIMENO (1997) e CASTILLO *et al.* (1997). O objectivo central dos três estudos era determinar os efeitos prováveis da formação da UEM sobre o desemprego²⁵.

²³ A designação de “modelo Mundell-Fleming-Dornbusch” deve-se ao contributo conjunto daqueles três autores para o alargamento do modelo keynesiano (IS-LM) até à sua versão final para economias abertas, o qual tem sido, desde a década de 60, o paradigma dominante para estimar temas de política monetária e fiscal em economias abertas. OBSTFELD e ROGOFF (1996: Cap. 9) e OBSTFELD (1998) contêm uma descrição das suas características e das principais limitações. Adicionalmente, no Cap. 10 do livro de Obstfeld e Rogoff é desenvolvido um modelo intertemporal com fixação de preços em concorrência imperfeita, o qual fornece uma estrutura mais adequada para explorar os temas da macroeconomia internacional no ambiente em que funcionam, actualmente, a maioria das economias desenvolvidas.

²⁴ Portugal, Espanha e Reino Unido eram as economias com curvas AS mais inclinadas, enquanto que, no outro oposto, apareciam a Bélgica, Alemanha e Suíça (os únicos países com um maior grau de rigidez nominal do que os EUA).

²⁵ Embora não estimando uma medida da rigidez dos salários reais, também WEISE (1997) utilizou a modelização SVAR para aferir empiricamente as fontes do desemprego europeu, através da decomposição dos efeitos de 4 choques: monetários, de política fiscal, no desemprego e nos preços. O autor concluiu que enquanto os choques de política fiscal quase nunca tinham sido determinantes no comportamento do desemprego, já os monetários se tinham apresentado como de grande preponderância no percurso da taxa de desemprego na maioria dos países europeus. Portugal aparecia como sendo a excepção pois, no final da década de 70 e início da de 80, as perturbações de política orçamental tinham sido as principais responsáveis pelo aumento da taxa de desemprego.

VIÑALS e JIMENO (1996) desenvolveram e quantificaram uma medida de rigidez dos salários reais para alguns países da UE (Portugal não incluído), EUA e Japão. Constataram a existência de um maior grau de rigidez nos salários reais europeus do que os verificados nas outras duas economias. Esta medida foi posteriormente usada, num contexto de histerese do desemprego, por DOLADO e JIMENO (1997) para dados da economia espanhola e por CASTILLO *et al.* (1997) para explicar a grande diferença entre as taxas de desemprego portuguesa e espanhola²⁶.

Da aplicação de um modelo SVAR com cinco choques (choques da AD, *wage-push*, *price-push*, produtividade e oferta de trabalho), Dolado e Jimeno concluíram que a combinação daquelas perturbações estruturais e a persistência extrema nos seus mecanismos de propagação podia, satisfatoriamente, explicar a má performance do mercado de trabalho espanhol nas décadas de 80 e 90. Tais choques adversos não tinham sido absorvidos devido a um contexto de rigidez das instituições do mercado de trabalho e de políticas desinflacionistas no mercado do produto espanhóis.

Baseando-se no mesmo modelo, Castillo *et al.* decompuseram as variações do desemprego em Portugal (para os mesmos tipos de choques) e compararam com os resultados para Espanha. Apuraram que a principal diferença entre as causas do desemprego nos dois países residia nos diferentes mecanismos de propagação dos choques que as duas economias defrontaram naquele período. Mais especificamente, face a uma maior rigidez nominal dos preços e a uma maior flexibilidade do salário real em Portugal, os mecanismos de persistência tinham sido muito mais relevantes para explicar o alto desemprego em Espanha.

6.3. CICLOS ECONÓMICOS EM PORTUGAL, 1983-1998: PROPRIEDADES DAS SÉRIES

Como foi realçado no capítulo 5, a caracterização das propriedades univariadas e multivariadas das séries assume particular importância dado que condiciona a especificação do modelo SVAR. É esse o objectivo que norteia esta secção.

A relevância desta questão da integrabilidade das séries consiste em decidir, através de testes preliminares, se os dados devem ser usados em níveis ou diferenciados e se o modelo SVAR deve ser, ou não, definido na forma de um MCE. Se as variáveis forem integradas (com raiz unitária) é necessário testar ainda se existem relações de cointegração entre elas. Se os testes de cointegração não rejeitarem a hipótese nula de não cointegração, pode-se assumir que as variáveis são não cointegradas e que, conseqüentemente, é apropriado estimar o modelo SVAR na

²⁶ A especificação SVAR adoptada nestes estudos e os resultados obtidos por CASTILLO *et al.* (1997) para a economia portuguesa são analisados em detalhe mais à frente, como termo de comparação com a abordagem empírica por nós aplicada na secção 6.4 deste capítulo.

forma padrão. Se, pelo contrário, os testes indicarem a possibilidade de combinações lineares estacionárias entre as variáveis, o SVAR terá de ser estimado na forma de um MCE, o qual contempla as relações de cointegração entre as variáveis, as quais implicarão, por si, restrições de longo prazo no sistema SVAR.

Assim, numa etapa preliminar à estimação do SVAR, de forma a especificar correctamente o modelo, analisam-se as propriedades de longo prazo das séries temporais envolvidas, o seu grau de integração e a presença eventual de relações de cointegração. Todos os cálculos foram efectuados usando o *software* RATS (WinRats – 32, Versão 4.31)²⁷.

6.3.1. DADOS

Os dados usados na aplicação da abordagem SVAR deste capítulo são trimestrais, para o período 1983:2-1998:4 e referem-se às variáveis salário real (WR), produto real (Y) e taxa de desemprego (U), medidas por:

- WR: Salário real unitário, correspondente ao rácio entre as remunerações recebidas pelas famílias residentes e o número de trabalhadores empregados, deflacionado pelo deflactor de preços no consumidor a preços constantes de 1990, em milhares de contos por indivíduo empregado.
- Y: Produto Interno Bruto a preços de mercado, a preços constantes de 1990, em milhões de contos.
- U: Taxa de desemprego oficial do INE.

Devido à falta de um conjunto sistemático de dados, foi necessário recorrer a várias fontes estatísticas como as bases de dados do FMI e do INE e a publicações diversas do Banco de Portugal²⁸. O período temporal coberto nesta análise foi condicionado pela disponibilidade dos dados trimestrais para a série taxa de desemprego, a qual passou a ser divulgada pelo INE com frequência trimestral apenas a partir do 2º trimestre de 1983.

Na exposição que se segue, as letras minúsculas designam o logaritmo natural da respectiva variável. A transformação logarítmica (que proporciona a variação relativa) revelou-se adequada para as variáveis WR e Y porque lineariza a sua tendência exponencial original, não

²⁷ As rotinas do RATS geram uma grande quantidade de *outputs*. Por razões óbvias, ao longo do texto e nos anexos a este capítulo apenas apresentaremos os que se afigurem indispensáveis ou auxiliares, respectivamente, à interpretação dos resultados da análise.

²⁸ O Anexo II contém informação detalhada sobre as séries usadas (II.1. “Descrição das variáveis”) e respectivas fontes estatísticas (II.2. “Fontes estatísticas”).

fazendo, deste modo, sentido para a taxa de desemprego. As séries não foram sazonalmente ajustadas, tomando-se os seus valores directamente das fontes estatísticas. De sublinhar que a opção de não remover das séries WR, Y e U fenómenos de sazonalidade prende-se, para além dos motivos expostos no início do capítulo 3, com o facto de ser preferível conduzir os testes de raízes unitárias e de cointegração tomando os valores efectivos das séries.

6.3.2. ESTACIONARIDADE

A análise gráfica das séries e das suas primeiras diferenças constitui uma primeira peça de evidência que pode revelar, ou não, um comportamento de estacionaridade e as componentes determinísticas a inserir nos testes formais de raízes unitárias. Dado que a análise da estacionaridade para a série trimestral da taxa de desemprego já foi efectuada no capítulo 4, tendo concluído que esta era uma variável $I(0)$, ou seja, que flutuava no longo prazo em torno de uma constante (entendida como a NAIRU), impunha-se apenas a necessidade de proceder à investigação da presença de raízes unitárias no caso de wr e y . Assim, nas duas figuras seguintes representamos os níveis logarítmicos e as primeiras diferenças (taxas de crescimento) do salário unitário e do produto reais.

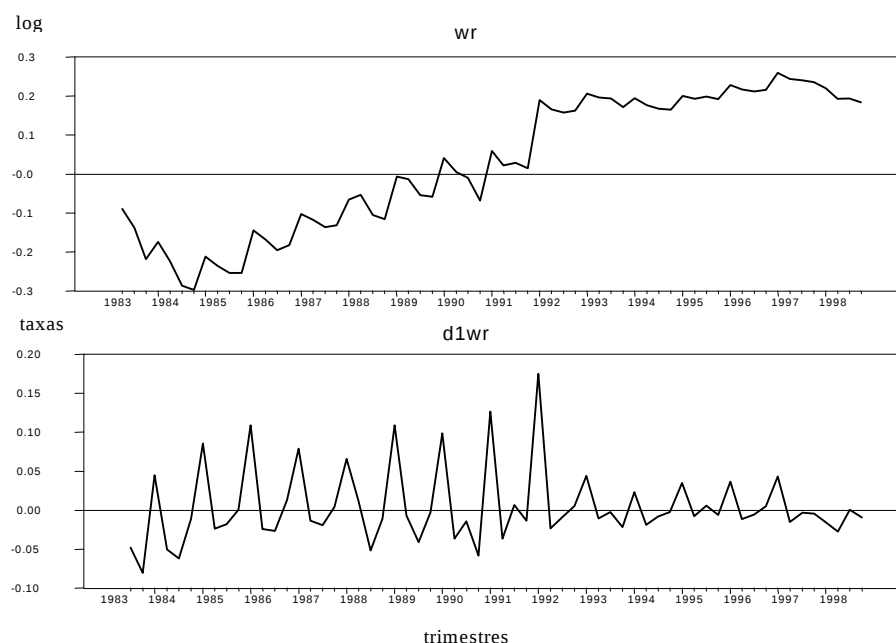


Figura 6.1 – Salário real unitário (wr) e suas primeiras diferenças ($d1wr$)

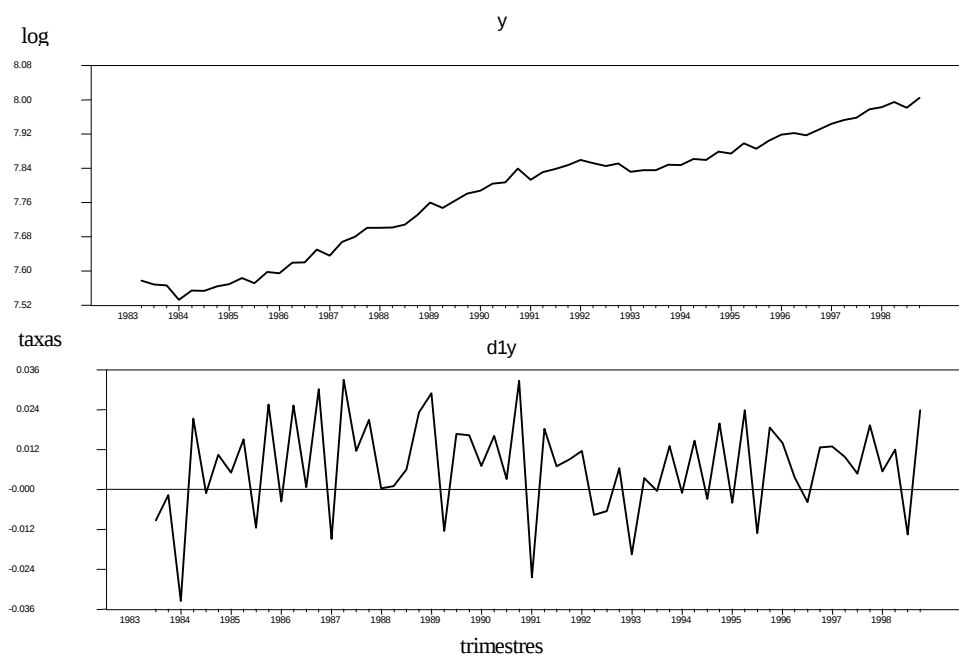


Figura 6.2 – Produto real (y) e suas primeiras diferenças (d1y)

De acordo com os gráficos acima, uma característica evidente é a tendência de crescimento ao longo do tempo do salário real unitário e do produto real, ao passo que as suas primeiras diferenças não evidenciam tal padrão de comportamento. Assim, para conduzir os testes formais ADF e de PP à presença de raízes unitárias estimamos os respectivos modelos nas versões com constante e *trend* linear para os seus níveis enquanto que, para as suas primeiras diferenças, usamos os modelo apenas com constante.

Testes de Dickey-Fuller e de Phillips-Perron

Para testar a ordem de integração das variáveis wr e y é importante escolher cuidadosamente a duração dos *lags*, pois os resultados podem ser totalmente diferentes dependendo do valor atribuído ao polinómio de defasamentos. Assim, previamente ao apuramento das estatísticas do teste ADF, determinamos o número de extensões autogressivas (k) a incluir no teste ADF e ADF e das autocorrelações (l) a considerar no cálculo dos testes de PP.

Quanto à ordem k do teste ADF, como esta deverá ter a magnitude suficiente para que se possa aceitar que os resíduos da regressão são *white noise*, a escolha efectuou-se partindo da imposição de um k máximo igual a 12 na aplicação dos critérios AIC e BIC e dos testes LM, Q de Ljung-Box e no critério do “geral para o particular” com base num teste de significância t sobre o último defasamento inserido na regressão do teste ADF (designado por “redução” no quadro seguinte), sendo estes três últimos aferidos para um nível de significância de 5%. O quadro 6.1 fornece os resultados deste processo de selecção de k .

Quadro 6.1

Seleção dos desfasamentos a inserir nos testes ADF

Séries	AIC	BIC	LM	Q	Redução
wr	7	4	4	4	4
d1wr	6	3	3	3	6
y	1	1	1	2	1
d1y	0	0	0	0	1

No caso da determinação da *lag window* a usar nos testes de PP, testamos a sensibilidade dos resultados para extensões desta no intervalo de um a doze²⁹. Como aqueles apontavam para as mesmas conclusões em termos de estacionaridade das variáveis, optamos por apresentar apenas as estatísticas estimadas para $l = 4, 6$.

O quadro 6.2 é um quadro-resumo com as estatísticas mais importantes obtidas pela aplicação dos testes ADF e de PP às séries wr e y e às suas primeiras diferenças (d1wr e d1y)³⁰.

Quadro 6.2

Testes ADF e de PP

Séries	k	l	Modelo com constante ⁽¹⁾			Modelo com constante e <i>trend</i> ⁽²⁾		
			τ_μ	$Z(\alpha^*)$	$Z(t_{\alpha^*})$	τ_τ	$Z(\tilde{\alpha})$	$Z(t_{\tilde{\alpha}})$
			H0: $\gamma=0$	H0: $\alpha=1$	H0: $\alpha=1$	H0: $\gamma=0$	H0: $\alpha=1$	H0: $\alpha=1$
wr	4	4				-1,7285	-24,2744(b)	-3,9338(b)
	7	6				-0,3463	-26,8748(b)	-4,0851(a)
d1wr	3	4	-2,9823(b)	-63,2632(a)	-10,0988(a)			
	6	6	-3,2619(b)	-62,8972(a)	-10,1354(a)			
y	1					-1,3599	-9,0788	-2,2302
	2					-1,6194	-10,6327	-2,3939
d1y	0		-12,1977(a)	-97,4838(a)	-11,5291(a)			
	1		-5,0879(a)	-102,4482(a)	-11,3535(a)			

(a) significativa a 1%; (b) significativa a 5%; (c) significativa a 10%

(1) teste ADF: $\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$; teste de PP: $y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + u_t^*$

(2) teste ADF: $\Delta y_t = \mu + \tau + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^k \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$; teste de PP: $y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} (t-T/2) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{u}_t$

²⁹ Seguimos, assim, mais uma vez a sugestão dada por PERRON (1988: 313) para considerar vários valores para l .

³⁰ Tal como nos testes de raiz unitária aplicados sobre a taxa de desemprego no capítulo 4, também aqui os resultados foram obtidos pela aplicação das rotinas URADF.SRC e UNITROOT.SRC e se usaram as tabelas com os valores críticos publicadas em DICKEY e FULLER (1981: 1062-1063) e em HAMILTON (1994: 762-763), para um $N = 100$.

Observando o quadro 6.2, parece-nos correcto assumir que o produto real é uma série $I(1)$. De facto, pelos dois testes, é rejeitada, ao nível de 1%, a hipótese desta série ser $I(2)$ contra a alternativa de ser $I(1)$, mas não se rejeita a existência de uma raiz unitária para os seus níveis. Sendo assim, os testes mostram claramente que a diferença simples de y estacionariza esta variável em torno de um termo constante.

Já para o salário real, a evidência fornecida pelos dois testes é ambígua quanto à caracterização do salário real unitário como uma variável $I(0)$ ou $I(1)$. Na verdade, se para o teste da hipótese $I(2)$ contra $I(1)$, ambos os testes permitem rejeitar confortavelmente a primeira hipótese, já para os seus níveis, enquanto que o teste ADF aponta para que wr não seja estacionária, pelo teste de PP somos levados a concluir o contrário, isto é, a evidência aponta para a rejeição da hipótese de wr ser uma variável $I(1)$, para níveis de confiança adequados.

Testes de Perron

Na procura de evidência adicional que nos permitisse resolver o dilema quanto ao grau de integrabilidade do salário real, e atendendo a que, como se viu na secção 3.3. do capítulo 3, um problema sério dos testes de raiz unitária é terem pouca potência na rejeição da raiz unitária em pequenas amostras (particularmente quando a verdadeira raiz está perto da unidade) e, ainda, porque graficamente não se exclui a possibilidade da série ter sofrido uma quebra estrutural no período analisado, efectuamos testes de Perron para investigar se a presença de uma quebra na média e/ou na inclinação de wr teria levado a que o teste ADF identificasse, erradamente, uma raiz unitária. Para tal, aplicamos os testes de PERRON (1997) para séries com tendência e quebra estrutural em data desconhecida à série wr .

Relativamente à escolha do modelo a usar, “*Additive Outlier*” (AO) ou “*Inovational Outlier*” (IO), optamos por testar as duas versões deste último, IO_1 e IO_2 , dado que a visualização gráfica aponta para que, a ter ocorrido, a mudança para a nova função tendência tenha sido lenta e gradual. Para seleccionar a data da quebra usamos os dois critérios de escolha para variáveis com tendência: (1) $T_b(t_{\alpha})$, em que T_b é seleccionada, entre todas as datas de quebra possíveis, como aquela para a qual é mínimo o t estatístico associado à hipótese $\alpha = 1$ nas autoregressões apropriadas e (2) $T_b(t_{\hat{\theta}})$ e $T_b(t_{\hat{\gamma}})$, estatísticas que determinam T_b como sendo a data para a qual é maximizado o valor absoluto da estatística t sobre θ e sobre γ , para as versões IO_1 e IO_2 , respectivamente³¹.

³¹ De mencionar que os mesmos testes foram realizados para o produto, visto que também para esta variável não era possível garantir, à partida, pela simples inspecção gráfica, que a presença de uma quebra estrutural não fosse a responsável pelo enviesamento dos testes ADF e de PP no sentido da aceitação de uma raiz unitária no nível da série. Os resultados obtidos não suportaram a hipótese, para níveis de significância aceitáveis, da ocorrência de uma quebra estrutural que alterasse a média (IO_1) ou a média e a inclinação (IO_2) da função tendência de y .

O quadro seguinte apresenta as estatísticas $t_{\hat{\alpha}}(IO, i, T_b, k(t))$, construídas com a hipótese nula subjacente da existência de uma raiz unitária, isto é, sob a hipótese de $\alpha = 1$, na regressão da equação adequada para os modelos IO_1 e IO_2 ³².

Quadro 6.3
Teste de Perron com quebra endógena no salário real unitário

	Critério	T_b	$k(t)$	$t_{\hat{\alpha}}(IO, i, T_b, k(t))$
Modelo $IO_1(1)$	$T_b(t_{\hat{\alpha}})$	1997:03	4	-3,3826
	$T_b(t_{\hat{\theta}})$	1991:01	9	-1,8720
Modelo $IO_2(2)$	$T_b(t_{\hat{\alpha}})$	1991:3	4	-6,0534*
	$T_b(t_{\hat{\gamma}})$	1993:1	12	-5,5502*

* estatística significativa a 5%

$$(1) IO_1: y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

$$(2) IO_2: y_t = \mu + \beta t + \theta DU_t + \gamma D(T_t^*)_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

A ambiguidade sobre se a série wr é $I(0)$ ou $I(1)$ não é desvanecida com os resultados do teste de Perron. Embora na versão IO_2 a presença de uma raiz unitária seja rejeitada a 5%, e haja evidência favorável a indicar uma alteração gradual no intercepto e na inclinação de wr em 1991:3 e em 1993:1, conforme o critério de escolha da data da quebra, pela versão mais restritiva do teste conclui-se precisamente o oposto. De facto, as estatísticas obtidas da regressão do modelo IO_1 não permitem aceitar que tenha ocorrido uma alteração na média da série ao longo do período analisado.

Resumindo o essencial dos resultados até agora obtidos, diremos que os testes ADF, de PP e de Perron indiciam claramente a presença de uma raiz unitária no produto real. Em relação à estacionaridade do salário real a evidência é ambígua, com o teste ADF a indicar que a série é $I(1)$ e o de PP a apontar para $I(0)$. Tal ambiguidade não é resolvida, de forma conclusiva, pelos testes de Perron. Adicionalmente, nem a teoria nem a evidência empírica existente nos permite decidir com total segurança entre as duas alternativas³³. Contudo, pela análise gráfica do logaritmo do salário real, não nos é possível rejeitar a hipótese de se tratar de uma variável $I(1)$, enquanto que

³² Resultados obtidos através do uso do procedimento PERRON97.SRC. Os valores estimados foram confrontados com os respectivos valores críticos tabelados em PERRON (1997: 362), considerando $N = 60$ no caso do modelo IO_1 e $N = 70$ para o modelo IO_2 .

³³ Contudo, empiricamente parece haver algum predomínio da hipótese da série wr ser estacionária unicamente nas suas primeiras diferenças. Por um lado, os testes ADF que conduzimos sobre os logaritmos dos níveis das séries individuais “salário nominal” e “deflactor de preços” revelaram que a primeira variável era $I(2)$ e a segunda $I(1)$, o que sustenta a defesa de que a sua diferença (wr) seja $I(1)$. Por outro lado, também no trabalho de CASTILLO *et al.* (1997) se tomou o salário real português como $I(1)$, no período 1984:2-1985:4.

as suas primeiras diferenças aparentam ser estacionárias. Por outro lado, a escolha de wr como série $I(1)$ parece uma escolha superior, na medida em que a literatura aponta que é preferível errar tratando séries estacionárias como sendo $I(1)$ do que o contrário.

Perante o que foi dito, para conduzir a análise empírica da secção seguinte retivemos como pressuposto que $wr \Rightarrow I(1)$; $d1wr \Rightarrow I(0)$; $y \Rightarrow I(1)$; $d1y \Rightarrow I(0)$ e $U \Rightarrow I(0)$. Será relativamente a este conjunto de pressupostos (por nós considerado o mais plausível) que vamos apresentar e discutir os resultados ao longo do texto.

6.3.3. COINTEGRAÇÃO

Quando as séries são $I(1)$ e cointegradas o sistema é mais complexo, pois o SVAR deve ser representado como um MCE. A principal vantagem dos MCE's é, como já foi referido, permitir a análise de variações de curto prazo das variáveis não estacionárias cointegradas à luz da relação de longo prazo que as liga entre si. Uma estimação nas primeiras diferenças de variáveis $I(1)$, sendo estas cointegradas, embora não sendo espúria³⁴, tem o inconveniente de perder a linha central em direcção para a qual convergem as variáveis após uma determinada perturbação.

Tendo estabelecido que individualmente as séries temporais wr e y são $I(1)$ e U é $I(0)$, importa agora investigar a possibilidade de cointegração entre elas. Tal foi efectuado com base no método de máxima verosimilhança de Johansen, o qual é, como se viu na secção 5.4 do capítulo 5 e no apêndice II, um procedimento sequencial que vai testando sucessivos números de equações cointegrantes. Começa-se com a H_0 de ausência de vectores cointegrantes e, no caso de rejeição (quando a estatística observada é superior aos seu valor crítico, a um nível de confiança aceitável), continua-se o teste com a H_0 de $r = 1$, e assim sucessivamente.

Para verificar se a inclusão de uma variável estacionária afectava os resultados da análise da cointegração, exploramos esta questão para dois grupos de variáveis: 1) wr e y e 2) wr , y e U . Devido à maior simplicidade da apresentação, e como em ambos os casos os testes efectuados levaram às mesmas conclusões, os resultados que se seguem dizem respeito à análise de cointegração convencional, ou seja, apenas entre as duas variáveis não estacionárias. Pela mesma ordem de razões, não obstante termos efectuado todos os procedimentos considerando, alternativamente, a inclusão de *dummies* sazonais centradas (três, devido à frequência trimestral dos dados), optamos pela apresentação dos resultados para o modelo sem *dummies*³⁵.

De forma a implementar o procedimento de Johansen, necessitamos previamente de determinar a estrutura óptima dos desfasamentos e das componentes determinísticas a incluir no sistema VAR, subjacente à realização dos testes de cointegração.

³⁴ Isto é, como não se regride com variáveis não estacionárias, logo, não se violam as propriedades clássicas dos estimadores de regressão linear.

³⁵ Na obtenção dos resultados para todas estas situações usamos, simultaneamente, o CATS e o MALCOLM, os quais, não obstante fornecerem os mesmos resultados para os dois testes, diferem no detalhe com que apresentam os *outputs* da análise da cointegração pelo procedimento de máxima verosimilhança de Johansen.

Na selecção de k utilizamos diferentes critérios, como os critérios de informação AIC, BIC e HQ e os testes sequenciais LR_1 , LR_2 à significância de k e o teste de Godfrey à autocorrelação dos resíduos até à 4ª ordem³⁶. O processo de selecção de k foi efectuado sobre especificações alternativas para o VAR no que respeita às componentes determinísticas (sem constante, com constante, com constante e *trend* linear). Os resultados estatísticos da aplicação dos testes adequados levaram à aceitação de um modelo com uma constante.

O quadro 6.4 apresenta uma síntese das estatísticas obtidas pelos diferentes critérios, aplicados sobre uma estrutura VAR com constante, w_r e y , analisadas até um desfasamento máximo de 8 trimestres.

Quadro 6.4

Determinação da ordem de desfasamentos

Lag	AIC	BIC	HQ	LR ₁ (k) ⁽¹⁾		LR ₂ (k) ⁽²⁾		AR(4) ⁽³⁾	
				Valor	Nível sig	Valor	Nível sig	Valor	Nível sig
1	-14,938	-14,719	-14,854	----	----	77,046	0,000	61,473	0,000
2	-15,198	-14,833	-15,057	20,247	0,000	61,658	0,000	46,938	0,000
3	-15,339	-14,828	-15,142	13,778	0,008	50,751	0,000	44,658	0,000
4	-15,448	-14,792	-15,194	11,711	0,020	41,076	0,001	43,517	0,000
5	-15,965	-15,162	-15,654	29,108	0,000	15,938	0,194	20,777	0,187
6	-15,925	-14,976	-15,558	4,435	0,350	11,925	0,155	17,684	0,343
7	-15,875	-14,780	-15,452	3,832	0,429	8,285	0,082	15,845	0,464
8	-15,948	-14,707	-15,468	8,285	0,082	----	----	9,944	0,870

Nota: Nos testes LR₁(k), LR₂(k) e AR(4) H₀ é rejeitada quando o nível de significância < 0,05

(1) LR₁(k): parte-se de um k mínimo para um k máximo, onde o k máximo seleccionado é (K^*-1), sendo K^* o primeiro k para o qual H₀ não é rejeitada

(2) LR₂(k): parte-se de um k máximo para um k mínimo, onde o k máximo seleccionado é (K^*+1), sendo K^* o primeiro k para o qual H₀ é rejeitada

(3) Teste de Godfrey à autocorrelação dos resíduos até à 4ª ordem, sob a H₀ de não haver correlação serial

Todos os critérios, algo surpreendentemente, são unânimes em confirmar um desfasamento máximo de 5 trimestres, como a escolha apropriada para a construção do modelo VAR subjacente à realização dos testes de cointegração. Daí, que no quadro em baixo apresentemos as estatísticas do traço (λ_{trace}) e do valor próprio máximo (λ_{max}), bem como os respectivos quantis a 90% e 95%, para um VAR(5), incluindo uma constante no modelo não restringido³⁷.

³⁶ Apresentamos estes três últimos testes na sua versão corrigida pelos graus de liberdade do VAR.

³⁷ Valores críticos de Osterwald-Lenun, consultados em BANERJEE *et al.* (1993: 274).

Quadro 6.5

Testes de cointegração: λ_{trace} e λ_{max}

Valores próprios	λ_{trace}				λ_{max}			
	λ_{trace}	H0	λ_{trace} 95%	λ_{trace} 90%	λ_{max}	H0	λ_{max} , 95%	λ_{max} , 90%
0,1481	10,63	$\tau = 0$	15,41	13,33	9,30	$\tau = 0$	14,07	12,07
0,0228	1,33	$\tau = 1$	3,76	2,69	1,33	$\tau \leq 1$	3,76	2,69

Nota: H0 não é rejeitada quando valor calculado < valor tabelado.

Pelos testes do traço e do máximo valor próprio, a hipótese de que as variáveis não estão cointegradas não é rejeitada para ambos os níveis de confiança (5% e 10%) não havendo, assim, evidência estatística em suporte de qualquer relação de cointegração entre as variáveis wr e y ³⁸.

Resumindo o essencial desta secção diremos que, pela aplicação dos procedimentos de raízes unitárias e de cointegração, decidimos usar as séries wr e y como integradas de 1ª ordem e não cointegradas, o que aponta para a especificação de um SVAR nas primeiras diferenças destas duas séries após logaritmização. Dado que, na amostra estudada, não existe uma tendência comum entre as duas variáveis, não se devem impor restrições nas relações entre as variáveis no longo prazo, não sendo necessário conduzir a análise no âmbito de um mecanismo corrector de erro.

6.4. MODELIZAÇÃO SVAR DOS CICLOS ECONÓMICOS EM PORTUGAL, 1983-1998

Nesta secção, o *core* deste capítulo, avaliamos o fenómeno da rigidez relativa de preços e salários em Portugal nas duas últimas décadas, através da especificação de dois modelos SVAR, identificados com restrições de longo prazo usando a técnica de decomposição de choques estruturais de Blanchard-Quah. Em relação ao procedimento econométrico, na selecção dos dois modelos referidos, seguimos a estratégia sugerida por MOSCONI (1998: 136) e usamos conjuntamente o *software* MALCOLM e o *menu-driven* VAR. SRC, corridos ambos no RATS, para estimação do SVAR por máxima verosimilhança³⁹.

³⁸ Os mesmos procedimentos aplicados ao sistema incluindo *dummies* sazonais centradas levaram a que a maioria dos critérios apontasse também para a especificação de um VAR com $k=5$, incluindo uma constante não restringida sem pertencer ao espaço de cointegração. Por seu lado, os resultados dos testes λ_{trace} (10,18 para $\tau=0$ e 1,1 para $\tau=1$) e λ_{max} (9,09 para $\tau=0$ e 1,1 para $\tau=1$) forneceram, igualmente, evidência para a não existência de qualquer relação de cointegração entre as variáveis wr e y , para os mesmos níveis de confiança.

³⁹ Ambos os programas informáticos contêm as duas rotinas SVAR.SRC e VMA.SRC, concebidas originalmente por Antonio Lanzarotti e Mario Seghelini, com base na monografia que deu origem ao livro com o mesmo nome “Topics in Structural VAR Econometrics” de AMIZANO e GIANNINI (1997), especificamente para realizar a estimação e simulação dinâmica de modelos SVAR. A diferença é que tais rotinas foram modificadas mais tarde por Gianni Amisano e Mario Seghelini no sentido de permitir a análise VAR e SVAR em sistemas possivelmente cointegrados e, assim, incorporadas no *software* MALCOLM, desenvolvido por MOSCONI (1998).

6.4.1. MODELO 1: INTERPRETAÇÃO ESTRUTURAL DO CICLO ECONÓMICO

Nesta subsecção usamos um SVAR bivariado para analisar as dinâmicas do produto real e do desemprego portugueses, no período 1983:2-1998:4. Este exercício foi conduzido como o objectivo central subjacente de destringer e avaliar a importância das perturbações de oferta e de procura que afectaram aquelas variáveis na frequência dos ciclos económicos e a reacção dada pelas mesmas a tais choques, para assim se poder obter evidência sobre a presença/ausência de rigidez nos preços e salários.

6.4.1.1. FORMALIZAÇÃO ECONOMETRICA

Formalmente, assumimos que o vector $y = [d1y, U]'$ é um processo covariância-estacionário, o qual pode ser expresso como uma combinação linear de choques correntes e passados, ou seja y tem uma representação de médias móveis de longo prazo da forma seguinte:

$$(6.1) \quad y = M(L) \varepsilon$$

Onde $\varepsilon = [\varepsilon_{d1y}, \varepsilon_U]'$ é um vector de choques estruturais serialmente não correlacionados, com ε_{d1y} e ε_U a traduzir, respectivamente, choques sobre as primeiras diferenças do produto real e sobre a taxa de desemprego.

Partimos da hipótese, como em BLANCHARD e QUAH (1989), que tais choques que afectam a economia são de dois tipos – oferta e procura – não correlacionados entre si, isto é, ortogonais.

Para identificar o modelo precisamos de impor uma restrição adicional. A restrição de longo prazo usada assume o pressuposto de que perturbações da procura não têm efeitos permanentes o produto real, ou seja, no longo prazo o produto é determinado exclusivamente por choques provenientes do lado da oferta, o que é relativamente não controverso⁴⁰. Por outro lado, o facto da taxa de desemprego se ter revelado uma série estacionária permitiu-nos, com mais segurança, partir do princípio de que no longo prazo a mesma não é afectada nem por choques da oferta nem da procura, ou seja, ter como subjacente a verificação da hipótese da taxa natural de

⁴⁰ De ressaltar, contudo, que alguns modelos de crescimento de equilíbrio permitem a permanência de choques ocorridos no mercado de bens e serviços (por exemplo, aumentos permanentes nos gastos públicos) que podem ter efeitos de longo prazo sobre o produto (tal tipo de característica está presente em muitos modelos de gerações sobrepostas); outros modelos admitem, ainda, a presença de não neutralidade monetária, isto é, consideram que qualquer choque que leve a uma alteração permanente da taxa de crescimento monetário pode ter um efeito permanente sobre o produto. Neste trabalho estamos a partir do princípio, tal como o fizeram Blanchard e Quah, que a existirem tais efeitos eles são relativamente pequenos comparados com os efeitos permanentes de choques da oferta no produto e, logo, não põem em causa a interpretação dos resultados.

desemprego. Tal pressuposto pode também ser interpretado como uma série temporal equivalente a uma curva de Phillips vertical no longo prazo⁴¹.

Sendo assim, choques que afectam o produto real no longo prazo são associados a choques da oferta (ε_s) e os choques sobre a taxa de desemprego são identificados como perturbações do lado da procura agregada (ε_d). Consideram-se então as seguintes igualdades:

$$(6.2) \quad \varepsilon_{d1y} = \varepsilon_s$$

$$(6.3) \quad \varepsilon_U = \varepsilon_d$$

Sendo $M(1)$ identificada como a matriz contendo os multiplicadores acumulados de longo prazo, pode-se reescrever (6.1) na forma de sistema como:

$$(6.4) \quad d1y = M_{11}(1) \varepsilon_s + M_{12}(1) \varepsilon_d$$

$$(6.5) \quad U = M_{21}(1) \varepsilon_s + M_{22}(1) \varepsilon_d$$

A restrição de neutralidade de longo prazo da AD implica que $M_{12}(1) = 0$, o que impõe uma estrutura triangular inferior para $M(1)$ ⁴². Tal restrição, conjuntamente com a condição de que os choques ε_s e ε_d são não correlacionados, é suficiente para identificar os dois tipos de perturbações e seus efeitos dinâmicos sobre o produto e desemprego. Antes de avançar para essa fase, é importante sublinhar que sendo $d1y$ e U assumidos como estacionários, na verdade nenhuma perturbação tem efeitos de longo prazo sobre estas duas variáveis. A restrição de nulidade do coeficiente $M_{12}(1)$ implica, antes, que ε_d não tem efeitos sobre o nível de y por si, pois representando $M_{12}(j)$ o efeito de ε_d sobre $d1y$ após j períodos, $\sum_{j=0}^k M_{12}(j)$ traduz o efeito de ε_d sobre o nível de y após k períodos⁴³; donde, para ε_d não ter impacto de longo prazo sobre y temos, então, que pressupor que $\sum_{j=0}^{\infty} M_{12}(j) = M_{12}(1) = 0$.

⁴¹ De lembrar que caso a taxa de desemprego se revelasse não estacionária podia ser afectada, mesmo no longo prazo, por perturbações da oferta e da procura, como é previsto nomeadamente nos modelos com efeitos histerese. Mas, a julgar pelos resultados dos testes raiz unitária à série trimestral da taxa de desemprego por nós realizados no capítulo 4 e à maioria da evidência empírica obtida para o caso português, tais efeitos, a existirem, não serão de grande importância.

⁴² De referir que, no procedimento VAR.SRC, ao escolher a decomposição de Blanchard-Quah não se associa directamente os choques ε_s e ε_U com as sequências $d1y$ e U . Assim, as respostas-impulso são tais que a 1ª variável pode ter efeitos de longo prazo sobre todas as variáveis e a 2ª variável pode ter efeitos de longo prazo em todas excepto na 1ª. Ou seja, impõe-se tal estrutura triangular inferior para $M(1)$. O processo de identificação de ε_{d1y} e ε_U com, respectivamente, ε_s e ε_d , foi por nós efectuada com base no pressuposto de identificação dos choques da oferta e da procura de Blanchard-Quah.

⁴³ Veja-se BLANCHARD e QUAH (1989: 657).

6.4.1.2. RESULTADOS SVAR

De forma a recuperar a representação SVAR de longo prazo, dada por (6.4) e (6.5), procedemos de acordo com o procedimento descrito no capítulo 5. Assim, partimos da estimação do VAR correspondente na forma reduzida. Com base em testes preliminares sobre as componentes determinísticas optamos pela forma funcional com constante.

Por seu lado, a escolha de k baseou-se nos resultados da aplicação do conjunto de critérios, acima usados para a determinação deste parâmetro a incluir nas regressões de cointegração. Embora os critérios não fornecessem resultados completamente coerentes, a escolha de $k = 6$ apareceu como a mais razoável⁴⁴.

Análise dos resíduos

De seguida efectuamos a análise dos resíduos de forma a testar a sua normalidade e a presença/ausência de autocorrelação. O quadro 6.6 contém os resultados da aplicação do teste de Jarque-Bera (JB) para a normalidade dos resíduos (propriedades de *skewness* e *kurtosis*), os testes Ljung-Box (LB) e multiplicador de Lagrange (LM) para a autocorrelação dos resíduos e o teste LM para a presença de efeitos ARCH nos resíduos (ARCH). Todos estes testes têm uma distribuição assintótica de χ^2 com o número de graus de liberdade indicado entre parêntesis⁴⁵.

Quadro 6.6

Testes de normalidade e de autocorrelação dos resíduos – análise uniequacional

Equação	Assimetria	Kurtosis	JB(2)	LB(16)	LM(16)	ARCH(16)
d1y	-0,1405	2,5211	0,7193 (0,6979)	5,8384 (0,8287)	24,1292 (0,0867)	5,3203 (0,9939)
U	-0,0444	3,6387	0,9703 (0,6156)	11,8362 (0,2962)	23,2957 (0,1061)	8,1240 (0,9451)

Nota: A hipótese nula subjacente a cada um dos testes, isto é, resíduos normais, não autocorrelacionados, ou ainda homocedásticos, não é rejeitada quando o nível de significância $> 0,05$.

⁴⁴ Os critérios AIC e HQ coerentemente seleccionaram um *lag* igual a 6, enquanto que os testes LR1, LR2 e AR(4) apontaram para um desfasamento máximo de 5 ou 6 trimestres, conforme se tomassem níveis de confiança de 10% ou de 5%, respectivamente. Assim, optamos por um $k = 6$, o qual fornecia a evidência mais decisiva em favor da hipótese de resíduos “ruído branco” e também porque, como é sabido, as consequências de sobrestimação da ordem do VAR são menos sérias do que a sua subestimação (GARRATT *et al.*, 1998:17). No entanto, e no sentido de fornecer uma maior robustez aos resultados, toda a análise desta subsecção 6.4.1. foi também desenvolvida para um $k=5$. Adicionalmente, experimentamos especificações alternativas adicionando três *dummies* sazonais centradas, para $k=5$ e $k=6$. Tais modificações à especificação base não geraram diferenças significativas nos resultados. Como o procedimento seguido na escolha de k e das componentes determinísticas, com base nos resultados dos diferentes processos, já foi descrito em pormenor na secção 6.3, escusamo-nos aqui a transcrever tais resultados.

⁴⁵ No caso dos testes JB, LB, LM e ARCH, o número de graus de liberdade usado (16) corresponde à aplicação do critério usual de considerar o mesmo igual a um quarto das observações ($T/4$).

Como se depreende pelos níveis de significância das diversas estatísticas dos testes (indicados entre parêntesis por baixo dos respectivos valores), os resíduos da estimação do VAR(6) da forma reduzida revelam-se normais e “white noise”.

Para o sistema como um todo, o quadro 6.7 apresenta ainda dois testes: (i) o teste de Portmanteau para autocorrelação conjunta dos resíduos e (ii) o teste para normalidade multivariada.

Quadro 6.7

Testes de normalidade e de autocorrelação dos resíduos – análise multivariada

Normalidade Multivariada			Teste Portmanteau
Assimetria	Curtose	Assimetria e Curtose	χ^2 (56)
0,1997	1,1440	1,3437	49,6255
(0,9050)	(0,5644)	(0,5108)	(0,7133)

Nota: A hipótese nula de normalidade ou de resíduos independentes não é rejeitada para um nível de significância $> 0,05$.

Também estas estatísticas suportam claramente a hipótese do sistema não revelar problemas a nível da normalidade e independência serial dos resíduos.

A figura 6.3 reforça a conclusão de não rejeição do pressuposto de resíduos “ruído branco”, com base na análise do perfil das séries dos resíduos das equações do modelo e respectivos correlogramas.

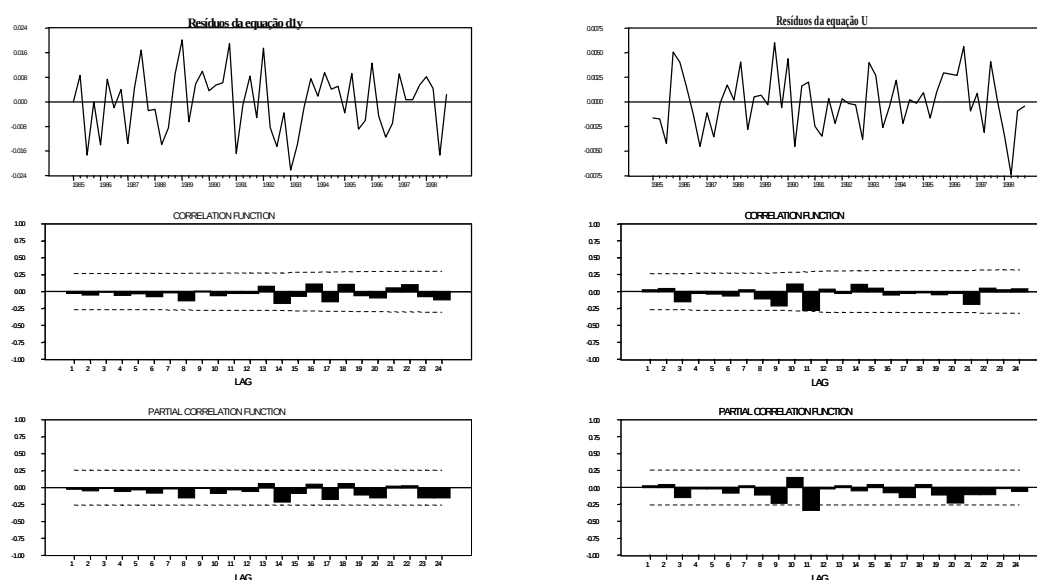


Figura 6.3 – Resíduos e funções de correlação das equações d1y e U

Por último, a representação gráfica dos valores efectivos e estimados a partir da especificação VAR adoptada - VAR(6) com uma constante – evidencia um bom ajustamento às variáveis em estudo, como se constata pela sobreposição das correspondentes curvas⁴⁶.

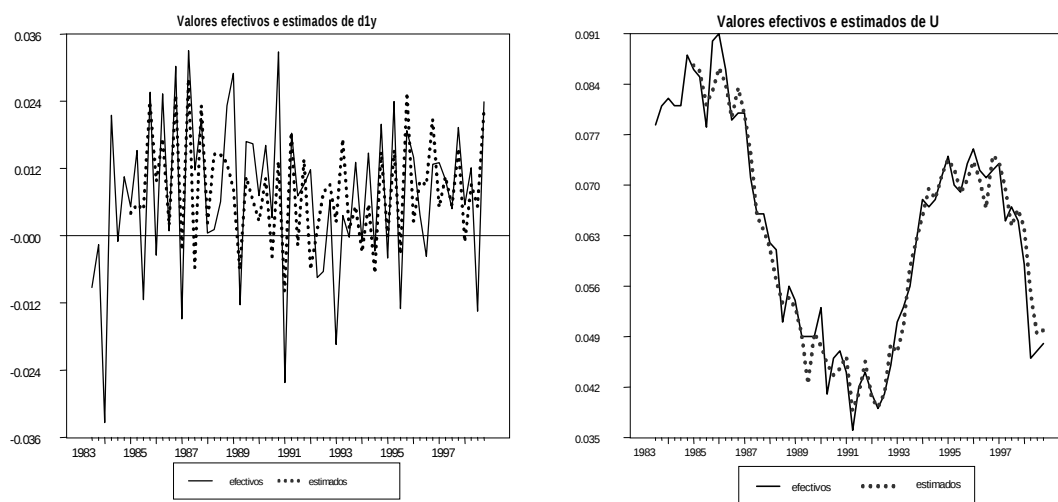


Figura 6.4 – Valores efectivos e estimados de d1y e de U

Respostas-Impulso

As resposta-impulso estimadas são as constantes das figuras 6.5 e 6.6, as quais indicam, respectivamente, o efeito de choques da procura e da oferta sobre o logaritmo do produto real (y) e sobre a taxa de desemprego (U) ao longo de um horizonte temporal de 40 trimestres. Pela razão acima exposta, as respostas-impulso de y foram geradas pela acumulação dos coeficientes das respostas-impulso simples para as primeiras diferenças desta variável, enquanto que para U correspondem às respostas-impulso não acumuladas.

No anexo II.4 a este capítulo, apresentamos as funções resposta-impulso e a decomposição da variância do erro de previsão estimadas para um horizonte de 40 trimestres, e os respectivos intervalos de confiança a 95% (bandas de 2,5% e 97,5%) construídos pelo método de *bootstrapping* com 1000 réplicas⁴⁷.

⁴⁶ Aparentemente o ajustamento é melhor no caso da taxa de desemprego. No entanto, há que ter em conta os diferentes valores no eixo das ordenadas dos gráficos.

⁴⁷ Estas bandas estão separadas do ponto estimado pelo desvio-padrão em cada direcção e, logo, por construção, não são simétricas e têm, necessariamente, que incluir o ponto estimado. Na leitura e interpretação das respostas-impulso estimadas, que efectuamos ao longo desta secção 6.4, a significância dos efeitos foi inferida a partir de tais bandas de confiança, pela forma convencional, ou seja, assumindo que as funções resposta-impulso apenas se desviam significativamente de zero se os valores compreendidos entre as duas bandas não incluírem o zero.

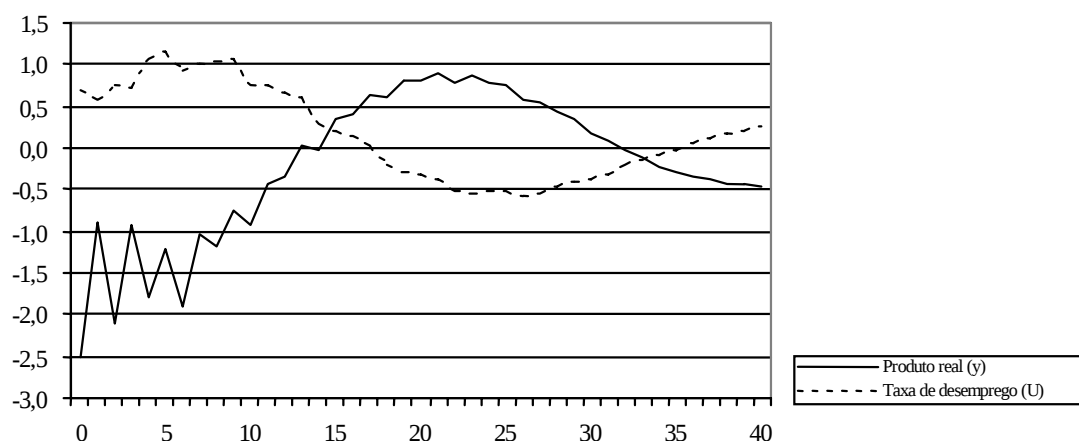


Figura 6.5 – Respostas-impulso do produto e da taxa de desemprego a choques da procura

À partida, sobressaem duas constatações gerais. Por um lado, verifica-se uma resposta assimétrica quase perfeita das duas variáveis a choques da procura e, por outro, um comportamento não esperado destas ao longo dos 2 a 3 anos iniciais, com o produto a reagir negativamente e a taxa de desemprego a crescer face a uma variação favorável da AD.

Mais detalhadamente, o gráfico mostra que os efeitos de perturbações positivas da procura sobre o produto real são, significativamente, negativos e erráticos durante o primeiro ano e meio, momento a partir do qual exibem uma tendência de contínuo crescimento até ao 5º ano, onde atingem um pico. A partir de então tais efeitos começam a decair e tendem a desaparecer passados cerca de 7,5 anos. No longo prazo, por pressuposto, o produto tende a retornar ao seu nível inicial. Por seu lado, o comportamento dinâmico da taxa de desemprego em reacção a choques da procura é, apenas com um ligeiro desfasamento, a imagem em espelho da evolução do produto. Também a taxa de desemprego reage instavelmente ao longo dos dois anos iniciais após a ocorrência do choque, começando os efeitos, até então positivos (de forma significativa), a decrescer até ao 5º ou 6º (onde se localizam os efeitos mais negativos) crescendo a partir dessa altura de forma a aproximar-se dos seus valores iniciais. Por volta do 8º ano, deixa de haver influência da variação da procura sobre a taxa de desemprego, sendo as estimativas pontuais dos efeitos de longo prazo próximas de zero.

Tais dinâmicas aparentam ser, parcialmente, consistentes com a visão keynesiana sobre os efeitos da AD, no sentido que revelam um carácter de persistência dos efeitos que os choques do lado da procura exercem sobre as variáveis reais da economia. Por outras palavras, existe um tempo considerável durante o qual são exercidos movimentos sobre as variáveis reais resultantes de perturbações da procura, o qual é necessário para que os preços e salários se ajustem de forma a conduzir a economia de volta ao nível de equilíbrio.

Já a resposta temporária negativa do produto e positiva da taxa de desemprego face a choques favoráveis da AD são difíceis de conciliar com as previsões dos modelos de inspiração keynesiana, os quais, independentemente da fonte de rigidez nominal (preços ou salários),

apontam para uma associação positiva entre choques da AD e a evolução do produto e do emprego. Embora não seja completamente claro, pensamos que tal paradoxo possa estar relacionado com os dois longos períodos de desinflação sentidos no período amostral⁴⁸. Tal comportamento da taxa de inflação pode explicar, pelo menos em parte, porque é que a resposta da produção é negativa nos primeiros 2 a 3 anos a seguir ao choque e, conseqüentemente, porque é que a taxa de desemprego reage aumentando⁴⁹. Por outro lado, também no estudo de CASTILLO *et al.* (1987) sobre o desemprego português e espanhol, os autores concluíram que em Portugal a resposta-impulso da taxa de desemprego portuguesa a choques da procura tinha sido positiva durante os anos noventa, atribuindo tal comportamento ao processo desinflationista português.

Igualmente importante é que, tal como constatamos pela abordagem indirecta do ciclo económico português no capítulo 4, também por este método se constata a verificação da Lei de Okun para a economia portuguesa. A simples observação da figura 6.5 torna visível a existência de uma relação negativa estreita entre o produto e a taxa de desemprego⁵⁰. A avaliar pelas respostas de pico (positivas para o produto e negativas para a taxa de desemprego) obtém-se uma estimativa do coeficiente de Okun sensivelmente igual a 2.

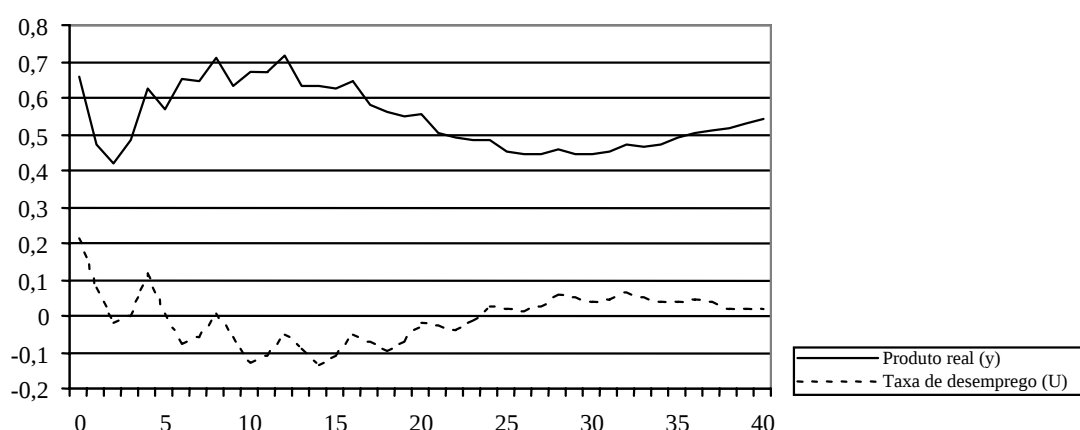


Figura 6.6 – Respostas-impulso do produto e da taxa de desemprego a choques da oferta

Um choque favorável do lado da oferta afecta significativamente o produto de forma positiva e lentamente, atingindo os seus efeitos máximos passados 4 anos, decrescendo estes

⁴⁸ No capítulo 4 identificamos tais períodos de desinflação como tendo lugar na segunda metade da década de oitenta e na primeira metade da de noventa.

⁴⁹ Utilizamos a expressão “conseqüentemente” fundamentados também nos testes de causalidade de Granger, cujos resultados expomos no anexo II.3, os quais, em consentaneidade com os obtidos no capítulo 4, revelam a existência de causalidade unidireccional do crescimento económico para a taxa de desemprego. Tal relação constitui mais um aspecto fortemente consistente com a interpretação keynesiana dos ciclos económicos.

⁵⁰ A verificação para a economia portuguesa desta correlação forte entre os dois agregados dá-nos também mais segurança para o uso indiferenciado dos conceitos “produto” e “emprego” que, às vezes, efectuamos no resto deste capítulo.

suavemente desde então até por volta do 6º ano, após o que estabilizam em valores em torno⁵¹ de 0,5. Por sua vez, a taxa de desemprego sofre um impacto positivo significativo durante os dois trimestres a seguir ao choque da AS ter lugar. Após esse período inicial, os efeitos são revertidos e a taxa de desemprego cai ligeiramente, até sensivelmente ao 14º trimestre retornando lentamente ao seu valor inicial antes da ocorrência da perturbação da oferta, verificando-se que, após 6 anos, as estimativas pontuais dos efeitos dinâmicos são de valor praticamente nulo. Desta forma, também as respostas dinâmicas do produto e da taxa de desemprego a choques da oferta sugerem a existência de rigidez.

Quanto à lei de Okun, olhando para a reacção a choques da oferta, conclui-se por uma relação entre produto e desemprego dependente do horizonte temporal. No curto prazo (espaço de meio ano), o produto cresce e a taxa de desemprego também aumenta. À medida que o horizonte temporal aumenta, o produto permanece elevado, enquanto que a taxa de desemprego volta ao seu nível inicial. Olhando para as respostas pontuais de pico das duas variáveis, o coeficiente de Okun assume um valor ligeiramente inferior a cinco⁵².

Olhando em simultâneo para os dois gráficos acima, constata-se que tanto o produto real como a taxa de desemprego reagem mais intensamente (efeitos superiores em valor absoluto) na frequência dos ciclos económicos a choques da procura. De facto, a resposta das duas variáveis a choques da oferta apresenta valores mais modestos e aproximados dos seus valores iniciais (no caso do produto, no horizonte temporal considerado de 10 anos os valores oscilam num intervalo entre 0,42 e 0,72, enquanto que a resposta da taxa de desemprego não ultrapassa de forma significativa, excepto nos dois trimestres iniciais, o valor nulo). Por outro lado, é importante notar ainda que, embora não restringidas, as respostas-impulso de longo prazo estimadas da taxa de desemprego aos dois tipos de choques reagem de acordo com o previsto para uma economia sem efeitos de histerese, ou seja, à medida que o horizonte temporal de previsão aumenta, a taxa de desemprego tende a retornar ao seu nível de equilíbrio inicial. Tal percurso da taxa de desemprego vem provar, uma vez mais, que, de facto, o mercado de trabalho português não apresenta problemas significativos de histerese, reforçando e atribuindo maior consistência à conclusão extraída no capítulo 4 relativamente à existência de uma NAIRU para a economia portuguesa.

Decomposição da Variância

No quadro 6.8 apresentamos a decomposição da variância do erro de previsão para as primeiras diferenças do logaritmo do produto real ($d1y$) e para a taxa de desemprego (U), a qual indica a proporção da variância do erro de previsão (em %) atribuível a choques da AS e da AD, para um horizonte de previsão de k trimestres ($k = 1, 4, 8, 12, 16, 20, 40$).

⁵¹ Devido a razões estatísticas, o impacto de longo prazo é imperfeitamente estimado para o produto.

⁵² Como explicitado por Blanchard e Quah, a discrepância dos números resultantes para o coeficiente de Okun, conforme a sua aferição pelas reacções a choques da procura e da oferta, é normal dado que as variações da oferta afectam a relação entre o produto e o emprego, podendo aumentar o produto com pouca ou nenhuma mudança no emprego.

Quadro 6.8

Decomposição da variância do erro de previsão (%)

Horizonte de Previsão	Variação do Produto Real		Taxa de Desemprego	
	Choque Oferta	Choque Procura	Choque Oferta	Choque Procura
1	36,7	63,3	41,7	58,3
4	30,4	69,6	19,7	80,3
8	28,6	71,4	10,5	89,5
12	28,3	71,7	11,0	89,0
16	28,2	71,8	13,9	86,1
20	28,3	71,7	15,1	84,9
40	28,3	71,7	14,2	85,8

Desde logo, verifica-se que choques estruturais da procura exercem uma influência muito considerável sobre a evolução da variação $d1y$ e de U e, logo, os choques do lado da oferta têm contributos reduzidos, tanto no curto como no longo prazo. Mais especificamente, em ambos os casos, choques da procura contam para proporções crescentes da variação de $d1y$ e de U à medida que o horizonte de previsão é alargado, enquanto que a importância das inovações do lado da oferta sobre os movimentos naquelas variáveis vai decaindo⁵³.

Por outro lado, o fraco contributo de choques do lado da oferta para a variância da taxa de desemprego ao longo de quase todo o horizonte previsional (exceptua-se o 1º trimestre a seguir ao choque) indicia um baixo grau de rigidez dos salários reais em Portugal, no período analisado.

6.4.2. MODELO 2: RIGIDEZ RELATIVA DOS PREÇOS E SALÁRIOS

Os resultados acabados de reportar sugerem a presença de rigidez nominal dos preços e salários portugueses mas não permitem aceder à importância relativa da inércia naqueles. Contudo, o facto dos choques da AD terem dominado as flutuações cíclicas da economia portuguesa no período amostral permite-nos explorar evidência adicional para avaliar a importância relativa da rigidez de preços e salários, através do comportamento cíclico dos salários reais em reacção a choques da procura. É, precisamente, esse o objectivo específico da análise que se segue⁵⁴.

⁵³ No entanto, será de referir que as bandas de um desvio-padrão em torno dos valores estimados (apresentadas no anexo II.4 a este capítulo) são largas, indicando que as estimativas pontuais da decomposição da variância são, em geral, imprecisas. Contudo, em nenhum caso, o zero está incluído no intervalo das duas bandas.

⁵⁴ Referimos, novamente, a importante influência do artigo de SPENCER (1998) na especificação e identificação do modelo empírico, que efectuamos de seguida. Contudo, na nossa abordagem fomos mais longe do que aquele autor, o qual se limitou a separar os choques da AD e da AS, não identificando dentro destes últimos as perturbações tecnológicas e da oferta de trabalho.

6.4.2.1. ESPECIFICAÇÃO E IDENTIFICAÇÃO DO MODELO EMPÍRICO

A análise empírica foi conduzida com base na especificação de um vector de covariância estacionária composto pelas primeiras diferenças do valor do logaritmo do salário real ($d1wr$) e do PIBpm real ($d1y$) e pela taxa de desemprego (U), ou seja, sobre o vector $y = [d1wr, d1y, U]'$, o qual se assume poder ser expresso como uma combinação linear de choques correntes e passados. A tal modelo estrutural foi dada uma representação de MA:

$$(6.6) \quad y_t = M_0 \varepsilon_t + M_1 \varepsilon_{t-1} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} M_i \varepsilon_{t-i} = M(L) \varepsilon_t$$

Onde $\varepsilon_t = [\varepsilon_{d1wr}, \varepsilon_{d1y}, \varepsilon_U]'$ é um vector de inovações estruturais serialmente não correlacionados, e $M(L) = [M_{ij}(L)]$, para $i, j = 1, 2, 3$, é a matriz de polinómios de desfaseamentos, a ser estimada.

Supõe-se que o sistema é dirigido por aqueles três tipos de choques correspondentes a dois choques do lado da oferta, nomeadamente choques tecnológicos e da oferta de trabalho, e um choque do lado da procura agregada⁵⁵. Para conseguir destrinçar os três tipos de choques é necessário impor um conjunto de restrições no sistema.

A primeira restrição é a condição de ortogonalidade dos choques estruturais, ou seja, pressupõe-se que matriz de variâncias/covariâncias é a matriz identidade $[E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D = I_3]$.

Para exactamente identificar os choques estruturais, é necessário impor três restrições adicionais sobre os coeficientes da matriz dos multiplicadores de longo prazo. Baseando-nos em considerações teóricas relativamente consensuais, consideramos três restrições de identificação de longo prazo⁵⁶:

R1: Perturbações da procura agregada não têm efeitos de longo prazo sobre o salário real.

R2: Perturbações da procura agregada não têm efeitos permanentes sobre o produto real.

R3: Choques da oferta de trabalho não têm efeitos de longo prazo sobre o salário real.

As primeiras duas restrições impõem o pressuposto de que perturbações da procura não têm efeitos permanentes sobre as variáveis reais do modelo e permite separar as perturbações da

⁵⁵ Tal como para o modelo anterior, o choque AD pode ser pensado como aquele que agrega choques no mercado de serviços (dos gastos públicos ou deslocações das funções consumo e investimento privados) e no mercado monetário (da procura e oferta de moeda).

⁵⁶ Como é óbvio, tais pressupostos de identificação podem ser motivo de discussão. Em qualquer caso, as restrições impostas não tocam em aspectos sensíveis como o grau e natureza da rigidez nominal.

oferta e da procura. Tal especificação econométrica é sustentada por considerações teóricas gerais adequadas, tal como no modelo de crescimento neoclássico simples de Solow, onde as propriedades de longo prazo das variáveis reais são determinadas pelo lado da oferta agregada. Nesta estrutura, a oferta de trabalho é o factor dominante do crescimento do produto no longo prazo⁵⁷. Tal pressuposto, de que apenas os choques do lado da oferta exercem efeitos permanentes sobre o produto, é relativamente não controverso e corresponde a uma curva AS vertical no longo prazo, dado que choques do lado da AD apenas podem afectar o produto na frequência dos ciclos económicos⁵⁸. Este conjunto de restrições permite distinguir os dois choques da AS (da oferta de trabalho e tecnológicos) do choque da AD, restringindo este último a não ter efeitos de longo prazo sobre as variáveis reais. Por outras palavras, os choques do lado da oferta são a única fonte da raiz unitária observada no produto e no salário reais.

A terceira restrição permite, por seu lado, identificar os dois choques da oferta através de um pressuposto também relativamente pouco controverso na literatura actual sobre o mercado de trabalho. Nesta, o modelo padrão não concorrencial inclui uma relação *wage-setting* (semelhante à curva oferta de trabalho convencional), relacionando negativamente a determinação dos salários reais com o desemprego e positivamente com choques sobre a equação salarial (tecnológicos e da oferta de trabalho/*wage push*) e uma relação *price-setting* horizontal (semelhante à curva procura de trabalho), em que os preços são determinados como um *markup* sobre o custo unitário do trabalho, que é derivada a partir de uma função de produção com rendimentos constantes à escala⁵⁹. Em tal estrutura, os choques da oferta de trabalho não têm efeitos permanentes sobre o nível dos salários reais. No longo prazo, estes últimos são apenas afectados por choques tecnológicos, os quais fazem alterar a produtividade do trabalho. Em particular, DOLADO e JIMENO (1997) e CASTILLO *et al.* (1997) mostraram que tal era verdade, com ou sem efeitos de histerese do desemprego⁶⁰.

⁵⁷ Como se viu na secção 6.2, esta estrutura teórica tem sido vastamente usada nas aplicações SVAR de longo prazo, desde a sua utilização pioneira nos trabalhos de SHAPIRO e WATSON (1988) e de BLANCHARD e QUAH (1989).

⁵⁸ Salienta-se, novamente, que tirando as situações referidas por Blanchard e Quah, enunciadas na nota de rodapé nº 40 deste capítulo, a consideração de choques da procura neutrais no longo prazo é um pressuposto consensual entre as várias escolas teóricas. Por outro lado, como se viu, existe também a convicção, relativamente unânime, de que a existirem tais efeitos eles serão relativamente pequenos comparados com os efeitos permanentes da AS no produto e, logo, não afectam a interpretação.

⁵⁹ Veja-se o manual de BLANCHARD (1997b: Cap. 15) ou a formalização mais elaborada, e com dinâmicas mais ricas, contida em BLANCHARD (1998).

⁶⁰ Esta formulação teórica foi usada nas aplicações SVAR de DOLADO e JIMENO (1997) sobre dados da economia espanhola e de CASTILLO *et al.* (1997) para os casos português e espanhol, para estudar as causas do desemprego nos dois países. O grau de rigidez do salário real foi medido, na linha da abordagem desenvolvida por VIÑALS e JIMENO (1996), com base nas respostas-impulso do desemprego a choques da oferta de trabalho, que eram facilmente identificadas precisamente porque, em ambos os casos analisados - de histerese parcial e total, se assumiu que os choques da oferta de trabalho não exerciam efeitos de longo prazo sobre os salários reais.

Conjuntamente, R1, R2 e R3 permitem-nos adoptar a seguinte identificação dos choques estruturais do sistema:

$$(6.7) \quad \varepsilon_{wr} = \varepsilon_t$$

$$(6.8) \quad \varepsilon_y = \varepsilon_l$$

$$(6.9) \quad \varepsilon_U = \varepsilon_d$$

Onde ε_t , ε_l e ε_d traduzem, pela mesma ordem, choques tecnológicos, da oferta de trabalho e da procura.

Em termos da matriz dos multiplicadores acumulados de longo prazo – $M(1)$ – as restrições R1, R2 e R3 impõem que $M_{13}(1) = M_{23}(1) = M_{12}(1) = 0$, ou seja, uma estrutura triangular inferior para $M(1)$. Desta forma, (6.6) pode ser reescrita em termos matriciais como:

$$\begin{bmatrix} d1wr \\ d1y \\ U \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} M_{11}(1) & 0 & 0 \\ M_{21}(1) & M_{22}(1) & 0 \\ M_{31}(1) & M_{32}(1) & M_{33}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_l \\ \varepsilon_d \end{bmatrix}$$

6.4.2.2. RESULTADOS EMPÍRICOS

Após a determinação da duração dos desfasamentos e testes às componentes determinísticas, procedeu-se à estimação do VAR na forma reduzida e efectuou-se a análise à independência e normalidade dos resíduos, para detectar a presença/ausência de autocorrelação serial e heterocedasticidade dos mesmos, por outras palavras, para ver se os erros não se desviavam muito do pressuposto subjacente aos modelos VAR de erros *white noise* gaussianos, do qual depende a validade dos procedimentos⁶¹.

Aceitamos uma especificação VAR na forma reduzida com uma constante e 5 desfasamentos (os quais são suficientes para gerar resíduos *white noise*), a partir da qual se obteve a evidência empírica relativa aos efeitos dinâmicos dos choques estruturais e seus contributos para a variação das variáveis do sistema, ou seja, as respostas-impulso e a decomposição da variância dos erros de previsão.

⁶¹ Como os testes aplicados foram os mesmos usados na secção anterior, dispensamos a reprodução dos resultados dos mesmos nesta secção.

Respostas-Impulso

As três figuras que se seguem apresentam as respostas-impulso do salário real, produto real e da taxa de desemprego a cada um dos choques estruturais do sistema, ao longo de um horizonte de previsão de 40 trimestres⁶².

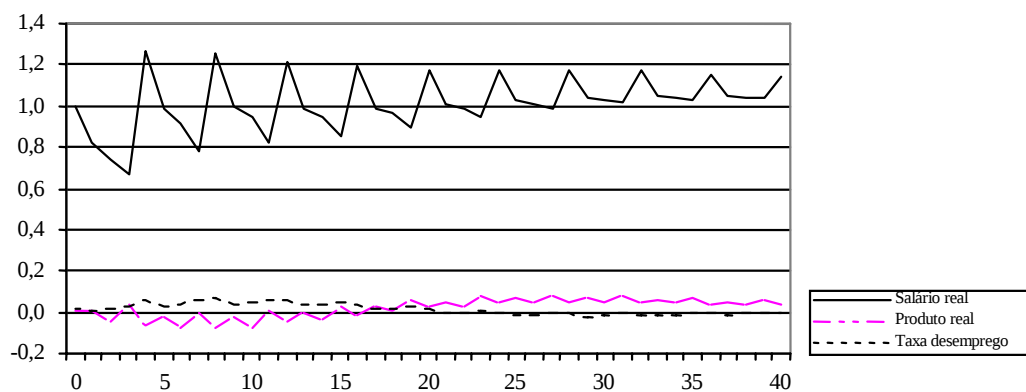


Figura 6.7 – Respostas-impulso a um choque tecnológico

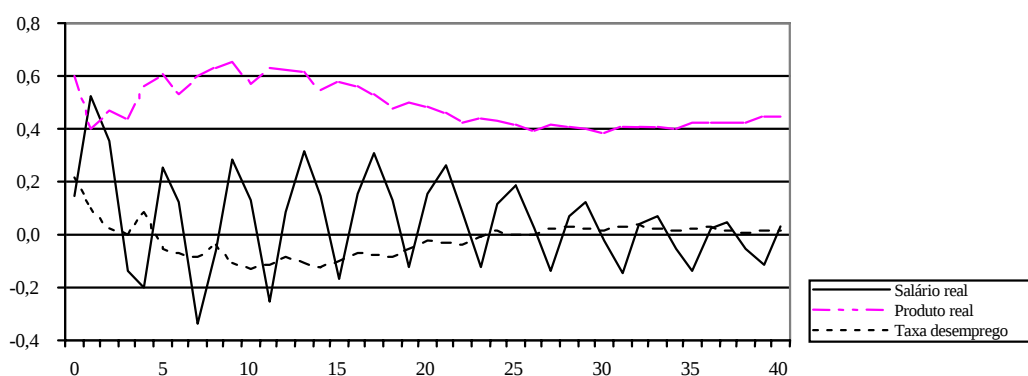


Figura 6.8 – Respostas-impulso a um choque da oferta de trabalho

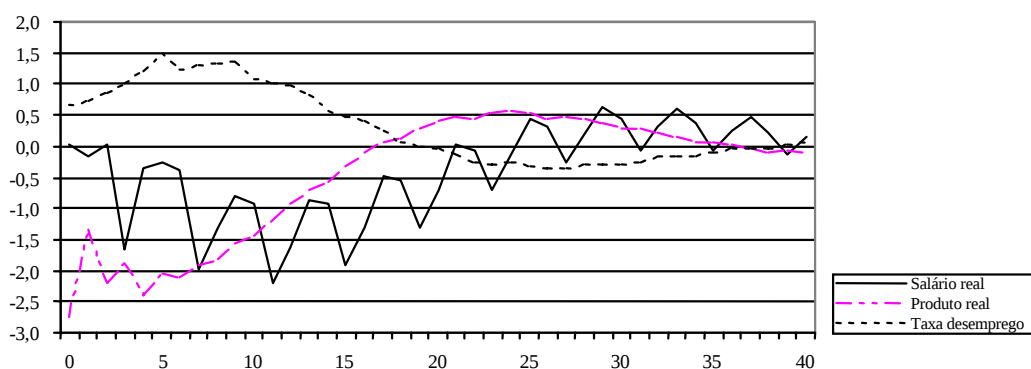


Figura 6.9 – Respostas-impulso a um choque da procura agregada

⁶² O anexo II.5 contém informação mais detalhada sobre as funções resposta-impulso e decomposição da variância estimadas, apresentando para cada variável os resultados de simulação de *bootstrapping*, com 1000 réplicas e um intervalo de confiança de 95% (bandas a 2,5% e 97,5%). Como referimos na nota de rodapé nº 47, é com base nestas bandas de confiança que aferimos a significância das respostas-impulso estimadas.

Várias características do comportamento dinâmico das três variáveis merecem atenção. Em primeiro lugar, como acontecia no caso do modelo bivariado acima analisado, os choques da procura afectam mais intensamente as três variáveis no curto prazo do que os outros dois choques do lado da oferta, mas, à medida que o horizonte temporal é alargado, tais efeitos vão-se desvanecendo. Novamente, isso é consistente com a teoria keynesiana, a qual atribui as flutuações reais de curto prazo a choques provenientes do lado da procura.

Uma outra característica de relevo é que, no longo prazo, e indo de encontro ao previsto pelo modelo neoclássico de crescimento de Solow, choques da oferta de trabalho são os únicos a exercer impactos persistentes, e significativamente diferentes de zero, sobre a produção da economia.

Igualmente interessante, é a confirmação de que na economia portuguesa se verifica a Lei de Okun (o produto real reage aos choques sempre em sentido contrário à reacção dada pela taxa de desemprego) e uma curva de Phillips vertical no longo prazo, ou seja, existe uma NAIRU (atendendo a que, embora não restringida, a taxa de desemprego converge no longo prazo para o seu valor de equilíbrio inicial quando atingida por qualquer um dos três choques).

Numa análise mais pormenorizada de cada um dos gráficos acima, é visível que perturbações tecnológicas apenas exercem impacto significativo sobre o nível do salário real, não afectando nem a produção nem a taxa de desemprego, em todos os horizontes. Tal impacto sobre o salário real é mais substancial no curto prazo, diminuindo com o horizonte de previsão e parecendo estabilizar em torno do patamar igual a uma unidade⁶³. De realçar que este efeito persistente dos choques tecnológicos sobre o salário real evidencia a não estacionaridade desta série fornecendo, assim, sustentação para o pressuposto que foi assumido da série ser $I(1)$.

A evolução das curvas da figura 6.8 é a que nos permite afirmar mais claramente que existe consistência dos resultados com as previsões do modelo de crescimento de Solow, dado que, embora não restringido, o produto real reage no longo prazo a choques da oferta de trabalho de forma significativa. Os efeitos de tais choques sobre a produção apresentam um ligeiro decréscimo ao longo do 1º ano, entre o 1º e o 2º ano dá-se o maior impacto, diminuindo a partir de então e estabilizando após o 5º ano em torno de um valor igual a 0,4, sem tendência aparente para se aproximar do seu nível inicial. Os efeitos de choques da oferta de trabalho sobre o salário real e sobre a taxa de desemprego são menos expressivos, e não significativamente diferentes de zero, verificando-se um maior impacto inicial até sensivelmente ao 3º ano, após o que as duas variáveis começam gradualmente a aproximar-se da linha de origem, com os efeitos a estabilizar perto do valor nulo (estritamente apertado entre as bandas de confiança de um desvio padrão) entre o 5º e o 6º ano após a ocorrência do choque.

⁶³ No entanto, devido a razões estatísticas, não se consegue determinar com precisão tal valor.

A figura 6.9 é central na avaliação da grandeza relativa da rigidez dos preços e salários nominais. Tanto o salário como o produto reais apresentam uma correlação negativa com as perturbações da AD, no curto prazo. Adicionalmente, vislumbra-se uma tendência procíclica dos salários reais, visto que os efeitos de choques da procura sobre esta variável acompanham, com algum desfasamento (entre um e dois anos), a reacção dada pelo produto real⁶⁴. Assim, até cerca do 4º ano para o produto e do 6º ano para o salário real, choques positivos da procura fazem cair as duas variáveis, sendo que tais efeitos negativos são mais acentuados no 1º e 3º anos, respectivamente, para a produção e salários reais, momento em que começam a sua trajectória ascendente e revelam uma tendência para irem recuperando gradualmente. De ressaltar, contudo, que enquanto no caso do produto as respostas-impulso a perturbações da AD são significativamente diferentes de zero no horizonte de curto prazo (sensivelmente até ao 4º ano), já para o salário real a precisão dos resultados não é suficiente para afirmar com 95% de confiança que as respostas-impulso sejam diferentes de zero, para todo o horizonte previsional.

Este comportamento procíclico do salário real parece indiciar uma maior rigidez dos preços no mercado do produto do que no mercado de trabalho, o que sugere que preços nominais rígidos tiveram um papel mais importante do que salários nominais rígidos na transmissão dos choques da AD sobre a actividade económica real portuguesa, nas duas últimas décadas.

Quanto ao comportamento do produto real e da taxa de desemprego, em sintonia com os resultados obtidos anteriormente com o modelo a duas variáveis, constata-se igualmente uma reacção errática do produto e da taxa de desemprego no 1,5 ano após o choque da procura. Após esse período, os efeitos do choque da procura sobre a produção vão aumentando continuamente e os sobre a taxa de desemprego vão decaindo (de forma significativa até por volta do 4º ano), atingindo os respectivos picos por volta 6º ano.

Decomposição da variância

O quadro 6.9 apresenta a contribuição percentual de cada fonte de inovações (choques tecnológicos, da oferta de trabalho e da procura agregada) para a variância do erro de previsão das variáveis do sistema – $d1wr$, $d1y$ e U - para um horizonte de previsão de k trimestres ($k = 1, 4, 8, 12, 16, 20, 40$)⁶⁵.

⁶⁴ Nesta altura é oportuno destacar a consistência deste resultado com aquele que derivou da aplicação da abordagem indirecta do capítulo 4. Efectivamente, também aí, as correlações calculadas sugeriam um comportamento ligeiramente procíclico do salário real, com um desfasamento de dois anos.

⁶⁵ Refira-se, novamente, que os resultados de simulação de *bootstrapping* da decomposição da variância, apresentados no quadro II.6 do anexo II.5, indicam, dada a amplitude das bandas, imprecisão das estimativas pontuais obtidas. No entanto, verifica-se que, à excepção do verificado no 1º trimestre para a decomposição da variância de $d1wr$ e de $d1y$ para, respectivamente, um choque da procura e tecnológico, o zero não está compreendido entre as duas bandas de confiança.

Quadro 6.9

Decomposição da variância do erro de previsão (%)

k	Variação do Salário Real			Variação do Produto Real			Taxa de Desemprego		
	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura
1	97,2	2,8	0,0	0,0	33,2	66,8	1,2	40,3	58,5
4	90,4	5,0	4,6	6,7	29,9	63,4	5,8	14,6	79,6
8	85,9	8,3	5,8	12,2	28,4	59,4	7,2	7,2	85,6
12	83,6	10,1	6,3	15,8	27,3	56,9	8,9	7,8	83,3
16	82,1	11,1	6,8	18,0	26,5	55,5	10,0	9,2	80,8
20	81,1	11,6	7,3	19,5	26,1	54,4	10,3	10,0	79,7
40	79,4	12,5	8,1	22,1	25,4	52,5	10,2	10,0	79,8

Constata-se que os choques tecnológicos desempenham um papel substancial nas flutuações da taxa de crescimento do salário real em todos os horizontes de previsão; se no espaço de um ano são praticamente a determinante exclusiva da variabilidade de $d1wr$, mesmo após 10 anos contam ainda para cerca de 80% daquela. Os mesmos choques têm um contributo muito reduzido na percentagem da variação do erro de previsão do crescimento do produto real e da taxa de desemprego. Contudo, a importância das perturbações tecnológicas sobre aquelas variáveis cresce lentamente ao longo do tempo e mais substancialmente no caso da variação do produto real, contando em cerca de 22% na variabilidade de $d1y$ passados 10 anos.

Já os choques da procura são a fonte mais importante da variabilidade de curto e de longo prazos da taxa de crescimento do produto e da taxa de desemprego, tendo um contributo extremamente reduzido na evolução do salário real. No caso da primeira variável, o peso de choques da AD vai diminuindo gradualmente com o alargamento do horizonte de previsão (passa de 67% no 1º trimestre para 53% ao fim de 40 trimestres). Contrariamente, tal tipo de choques tem um contributo crescente na variabilidade da taxa de desemprego, começando por explicar 59% daquela ao fim do 1º trimestre e 80% após 10 anos.

Por seu lado, os choques da oferta de trabalho, embora com peso substancial de curtíssimo prazo (1 trimestre) na variância do erro de previsão da taxa de desemprego (40%), diminuem lentamente a sua importância sobre a flutuação desta variável ao longo do tempo, contando para apenas 10% após 40 trimestres. Mais surpreendente é o facto dos mesmos choques exercerem um impacto expressivo sobre o crescimento económico, não apenas nos movimentos de longo como também nos de curto prazo. Esta é uma descoberta importante porque se desvia do previsto pelas várias teorias de inspiração keynesiana pois, até ao momento, nenhuma delas atribui um papel significativo à oferta de trabalho como condutora do ciclo económico.

Tomados conjuntamente, os resultados da decomposição da variância são mais uma peça de evidência em favor da tese da existência de rigidez nominal significativa na economia portuguesa, dado que choques da procura contam para mais de 50% da variância da variação do produto real e das flutuações da taxa de desemprego ao longo dos 10 anos da previsão.

6.4.2.3. COMPARAÇÃO COM OUTROS ESTUDOS E ESPECIFICAÇÕES ALTERNATIVAS

Os resultados acima apresentados são, em geral, favoráveis a modelos de preços rígidos. Contudo, é importante verificar qual a coerência com os resultados de outros estudos e a sua sensibilidade a escolhas de especificação alternativas razoáveis.

6.4.2.3.1. Comparação com Outros Estudos

Neste ponto é nosso objectivo analisar como é que os nossos resultados se relacionam com os obtidos noutros estudos com aplicações SVAR a dados portugueses e explicar as razões das eventuais diferenças. De notar que não temos possibilidade de efectuar comparações directas com outros trabalhos pois, tanto quanto sabemos nesta altura, o nosso trabalho é único no que toca à utilização da abordagem SVAR com o propósito central de determinar a rigidez relativa dos preços e salários em Portugal. Contudo, podemos sempre confrontar as conclusões principais com as extraídas por outros investigadores que, não obstante o uso de modelos diferentes e dados para outros períodos amostrais, focaram aspectos relacionados com a temática por nós aqui abordada.

Entre as poucas aplicações SVAR a dados da economia portuguesa (referidas na secção 6.2), o estudo de CASTILLO *et al.* (1997) sobre o diferente comportamento das taxas de desemprego em Portugal e Espanha, no período entre 1984:2 e 1995:4, é o que mais se relaciona com a abordagem por nós seguida neste capítulo e, daí, a exposição detalhada que, de seguida, dele fazemos.

Previamente à interpretação SVAR do desemprego, os autores começaram com um exercício simples para medir a rigidez nominal dos preços. Estimaram um VAR bivariado no produto e preços nominais (em níveis logarítmicos e nas respectivas primeiras diferenças) com uma estrutura recursiva, isto é, assumindo que os preços não reagiam contemporaneamente ao produto, mas permitindo que o produto respondesse contemporaneamente aos preços. Tal estrutura recursiva permitiu a identificação dos dois choques do modelo através da decomposição de Choleski da matriz de variâncias-covariâncias dos resíduos. Assim, a perturbação da procura foi interpretada como a componente do produto não associada ao movimento contemporâneo no nível de preços, enquanto que a componente do produto, associada a um movimento contemporâneo no nível de preços, foi identificada como um choque da oferta. A evidência fornecida pelos resultados da decomposição da variância estimada levou os autores a concluir por

uma maior inércia nos preços em Portugal do que em Espanha e também por uma maior importância dos choques da oferta na explicação das flutuações do produto real espanhol.

De seguida, os autores empregaram uma medida simples da rigidez do salário real para Portugal e Espanha, anteriormente aplicada por VINÀLS e JIMENO (1996) para um conjunto de países pertencentes à OCDE. O exercício empírico consistiu na estimação de um VAR bivariado para duas hipóteses alternativas quanto à estacionaridade da taxa de desemprego: $I(0)$ e $I(1)$. Para o primeiro caso, correspondente à hipótese de histerese parcial, o VAR era composto pela taxa de crescimento dos salários reais e pela taxa de desemprego; para a hipótese alternativa de histerese pura, o VAR foi estimado usando a taxa de crescimento dos salários reais e as primeiras diferenças da taxa de desemprego. Em ambas as especificações, a medida do grau de rigidez dos salários reais era resultante da recuperação da resposta-impulso da taxa de desemprego a choques que não tinham efeitos de longo prazo sobre os salários reais. Os resultados obtidos apontaram para uma maior flexibilidade do salário real português em ambos os casos. Assim, sob a hipótese de histerese parcial a medida da rigidez do salário real estimada para Espanha era mais do quádruplo da portuguesa (valores de 13,62 e 2,56, respectivamente), enquanto que do modelo admitindo uma taxa de desemprego $I(1)$ resultou que a inércia do salário real era cerca de 30% superior em Espanha (1,03 para Portugal e 1,32 para Espanha). Adicionalmente, olhando aos valores estimados por Vinàls e Jimeno para o conjunto de países da OCDE (4,2 e 1,94, para histerese parcial e pura, respectivamente), Portugal aparecia como o país detentor de um grau de rigidez salarial real extremamente baixo no contexto europeu⁶⁶.

Numa tentativa de identificar os choques que afectaram a economia portuguesa entre 1984 e 1995, CASTILLO *et al.* (1997) aplicaram a abordagem SVAR no contexto de um modelo composto por cinco relações e 5 tipos de choques, identificados como choques da AD, *wage-push*, *price-push*, produtividade e oferta de trabalho, através de um conjunto de nove restrições de longo prazo e uma de curto prazo⁶⁷. Em comum com o nosso processo de identificação, pressupuseram que choques da AD não tinham efeitos permanentes sobre o produto e sobre os salários reais e que as inovações da oferta de trabalho não afectavam o salário real no longo prazo⁶⁸.

⁶⁶ Para os autores seria tal flexibilidade relativa do salário real português que explicaria a absorção de choques sem crescimento da taxa de desemprego. Na secção 4, Castillo *et al.* examinaram em que medida a “miséria do desemprego” diferia em ambos os países. Para tal, mediram a perda do consumo sofrida pelos trabalhadores desempregados relativamente aos que tinham emprego. A ideia subjacente era que quanto maiores tais perdas, tanto maior a pressão que o desemprego exercia na determinação salarial e, logo, menor a rigidez do salário real. Descobriram que tal perda era maior em Portugal, o que poderia explicar o maior grau de flexibilidade salarial real em Portugal.

⁶⁷ Para esta identificação, os autores seguiram DOLADO e JIMENO (1997), os quais usaram o mesmo modelo para medir a contribuição relativa daqueles choques sobre a economia espanhola, no período 1970-1994.

⁶⁸ Para justamente identificar o modelo, as outras restrições impostas foram: nulidade dos efeitos de longo prazo de choques de produtividade sobre a quota salarial; choques *wage-push* sem efeitos permanentes na produtividade e nos salários reais; inovações da oferta de trabalho sem efeitos de longo prazo na produtividade; choques da AD não afectando no curto prazo (1º trimestre) os salários nominais.

Convém sublinhar que a especificação adoptada impunha a hipótese de “histerese pura” e era, portanto, favorável à obtenção de efeitos de permanência dos diferentes choques sobre a taxa de desemprego, o que é uma diferença significativa em relação ao assumido na nossa modelização SVAR⁶⁹. No entanto, e apesar de tal pressuposto, as respostas-impulso e decomposição da variância estimadas para aquela variável mostram-se, em geral, muito consistentes com resultantes da estimação do nosso modelo básico, o que vem reforçar o argumento a favor da verificação de uma NAIRU na economia portuguesa.

De facto, uma das principais conclusões desta investigação de CASTILLO *et al.* (1997) foi que, em Portugal, choques da procura, da produtividade ou da oferta de trabalho não exerciam efeitos de longo prazo sobre o desemprego⁷⁰. Mais especificamente, a observação das respostas-impulso revelou que: (1) os efeitos de choques da procura sobre o desemprego desvaneciam-se após um ano e meio, embora o impacto inicial fosse maior do que em Espanha (o que era consistente com a descoberta de uma maior inércia nominal em Portugal) e que (2) os choques de produtividade e da oferta de trabalho tinham poucos efeitos sobre o desemprego para todos os horizontes e desapareciam muito rapidamente.

Comparando os resultados em termos da decomposição da variância, também se observam algumas semelhanças com os nossos no que toca à contribuição dos choques do lado da procura e da oferta para as flutuações do desemprego. Assim, a evidência empírica apontou, igualmente, para um domínio de choques da procura sobre as flutuações do desemprego para todos os horizontes temporais. Um aspecto considerado importante pelos autores, que já acima mencionámos, foi o diferente comportamento do desemprego na segunda metade de 80 e primeira dos anos 90. Assim, não obstante os processos desinflationistas que tiveram lugar nos dois períodos, enquanto que durante a segunda metade da década de 80 choques favoráveis da procura tinham ajudado a reduzir o desemprego, já na década de 90 aqueles tinham-no levado a aumentar.

Globalmente, em termos qualitativos, também os percursos das respostas-impulso do produto e dos salários reais e respectivas decomposições da variância a choques da oferta de trabalho e da produtividade são parecidos com os resultantes da nossa estimação do SVAR. Já quanto às respostas-impulso a choques da procura, enquanto o comportamento do salário real evidencia uma dinâmica similar a que nós encontramos com o nosso modelo, já o produto real se afasta bastante, respondendo sempre positivamente ao longo do horizonte de simulação e atingindo um patamar ao final de 2 anos, sem tendência nítida de retornar ao nível inicial. Pensamos que este resultado pode estar ligado, muito provavelmente, com o pressuposto assumido de uma taxa de desemprego $I(1)$ e, conseqüentemente, da não verificação de uma curva AS vertical no longo prazo para Portugal.

⁶⁹ Os próprios autores reconheceram que, embora justificado para a economia espanhola, tal pressuposto era demasiado forte para a taxa de desemprego portuguesa. Não obstante, tal hipótese foi aceite como razoável ponto de partida, sobretudo para tornar os resultados mais facilmente comparáveis com os obtidos por Dolado e Jimeno para Espanha.

⁷⁰ O que representa um claro contraste com Espanha, onde todos os choques tinham efeitos de longo prazo não negligenciáveis sobre o desemprego.

6.4.2.3.2. Especificações Alternativas

Pretendemos agora saber se os principais resultados da aplicação SVAR acima efectuada se mantêm para outras especificações, ou seja, avaliar quão robustas são as principais conclusões extraídas a partir do modelo-base. Tendo em conta os objectivos traçados no início desta subsecção, discutiremos essencialmente os resultados reflectindo o efeito de choques da AD sobre os salários reais. Explicitamente apenas apresentamos algumas funções resposta-impulso e resultados da decomposição de variância seleccionados que revelem diferenças significativas merecedoras de uma explicação mais aprofundada.

Dummies Sazonais e Duração dos Desfasamentos

Como os nossos dados foram tomados directamente das fontes estatísticas, sem qualquer tratamento de fenómenos de sazonalidade, a inclusão de *dummies* sazonais podia, à partida, revelar-se importante para os resultados obtidos. Por isso, reestimamos o modelo-base contemplando, adicionalmente, três *dummies* sazonais centradas de forma a considerar qualquer possibilidade de uma componente sazonal nas observações trimestrais. Tal modificação não produziu alterações significativas nas respostas-impulso e decomposição de variância estimadas.

Outro factor importante na especificação do modelo VAR é a duração do polinómio dos desfasamentos. Na representação VAR-base usamos um *lag* igual a 5, uma escolha razoável considerando os resultados da aplicação da maioria dos critérios estatísticos ensaiados (HQ, $LR_1(k)$ e $AR(4)$). Contudo, atendendo a cada um dos outros critérios individualmente considerados outras durações poderiam ser adoptadas (AIC: $k = 7$ e $LR_2(k)$: $k = 4$ ou $AR(4) \geq 5$). Para aceder à importância da escolha de *lags* alternativos nos resultados testamos o modelo para $k = 4, 6, 7, 8$.

No caso do VAR(4), enquanto que as respostas-impulso não mostravam diferenças significativas na reacção das três variáveis aos choques do sistema, já os resultados da decomposição da variância do erro de previsão apontaram para um papel ainda maior dos choques da procura e menor das perturbações da oferta na taxa de crescimento do produto e, pelo contrário, embora mantendo-se dominante (na ordem dos 65% entre o 3º e 10º anos), uma menor contribuição de choques da procura para a variação da taxa de desemprego, por troca com um papel aumentado dos choques da oferta de trabalho (na casa dos 25% ao longo do mesmo período). No entanto, confrontando as duas especificações, o modelo básico ($k = 5$) proporciona um melhor ajustamento que o VAR(4), nomeadamente porque para este último a hipótese de normalidade conjunta dos resíduos só não é rejeitada a um nível de 10%.

A reestimação do VAR para um número de desfasamentos superior a cinco revelou apenas uma única diferença evidente: à medida que aumentava k alargava também o tempo de desfasamento entre as respostas-impulso do produto e dos salários reais a choques da AD, sendo

ainda, assim, visível, para todo o horizonte previsional, um percurso procíclico dos salários reais, visto que as respostas destes últimos seguiam os movimentos do produto real face a perturbações da procura⁷¹.

Deflactor do salário

A relevância atribuída pela literatura à medida do salário real usada nos trabalhos empíricos justifica o teste à sensibilidade dos resultados para um diferente deflactor de preços do salário nominal unitário⁷². Por isso, reestimamos o modelo-base utilizando o deflactor de preços implícito no PIBpm (1990:1) para transformar o salário nominal numa variável real⁷³.

As respostas-impulso das três variáveis do sistema a choques tecnológicos e da oferta de trabalho eram muito parecidas, nas suas características principais, às do caso-base, com algumas diferenças ao nível da magnitude das respostas (sobretudo da reacção de curto prazo do salário real). Já ao nível das estimativas das respostas-impulso a choques da procura e da decomposição da variância do erro de previsão se verificaram algumas diferenças notáveis, como se pode constatar pela análise da figura e do quadro seguintes.

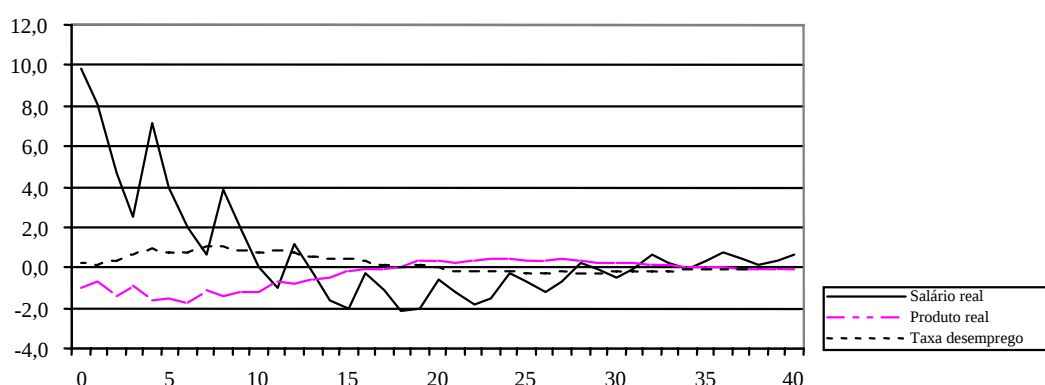


Figura 6.10 - Respostas-impulso a ε_d : salário deflacionado pelo defl. de preços impl. no PIBpm

⁷¹ De notar que o aumento do número de desfasamentos levou a que o salário real reagisse temporariamente de forma positiva a choques da procura enquanto que o produto real, no mesmo período, caía. Por outras palavras, a maior influência do passado nas respostas das três variáveis a choques da procura, aparentemente, gerou uma diminuição do grau de inércia nominal dos preços por troca com maior rigidez dos salários nominais.

⁷² Especificamente, BLANCHARD (1989) referia que algumas das diferenças entre os resultados obtidos nos trabalhos aplicados relativamente ao comportamento procíclico ou contracíclico dos salários reais podia ser devido à escolha dos índices salariais.

⁷³ O Anexo II contém informação estatística adicional sobre esta série (nas secções II.1. “Descrição das variáveis” e II.2. “Fontes estatísticas”). Refira-se, adicionalmente, que uma contribuição importante para este aspecto resultaria, certamente, do uso de outras medidas apropriadas para o salário nominal unitário como, por exemplo, optar pelo salário na indústria manufactureira em vez de um salário geral, tendo em conta que o primeiro responde mais rapidamente ao nível de preços do que o segundo. Contudo, a limitação imposta pela disponibilidade e fraca qualidade dos dados estatísticos em Portugal para séries de frequência trimestral e, em particular, para as variáveis relativas a preços no mercado de trabalho, impossibilita que se proceda a tais ensaios.

Quadro 6.10

Decomposição da variância: salário deflacionado pelo defl. de preços implícito no PIBpm (%)

k	Variação do Salário Real			Variação do Produto Real			Taxa de Desemprego		
	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura
1	11,3	3,4	85,3	76,3	15,9	7,8	36,4	59,6	4,0
4	9,6	11,0	79,4	72,2	13,5	14,3	44,7	28,2	27,1
8	9,9	16,1	74,0	71,2	13,3	15,5	49,8	12,6	37,6
12	9,6	19,3	71,1	69,6	14,4	16,0	49,5	9,1	41,4
16	9,5	21,0	69,5	68,6	15,0	16,4	48,7	8,9	42,4
20	9,5	21,9	68,6	68,1	15,3	16,6	48,5	9,4	42,1
40	9,9	22,6	67,5	67,7	15,6	16,7	48,5	9,2	42,3

Desde logo, são visíveis as alterações significativas nos resultados da decomposição da variância. A substituição do deflactor de preços no consumo pelo deflactor de preços no PIBpm, provocou uma importância acrescida dos choques tecnológicos para a variabilidade da taxa de crescimento económico e da taxa de desemprego e reduziu drasticamente a sua influência na variação da taxa de crescimento do salário real, a qual é dominada em todos os prazos por choques da procura.

De notar que as diferenças dos dois deflactores reside, essencialmente, na consideração da influência da inflação importada. Enquanto ela está presente no deflactor de preços no consumo o mesmo não acontece quando tomamos apenas a evolução dos preços dos produtos produzidos internamente. Tal explicará, pelo menos em parte, porque com o primeiro deflactor as perturbações da procura dominavam as flutuações económicas e com o segundo as alterações tecnológicas aparecem como as mais importantes.

Como resultado dos efeitos distintos das três fontes de choques é necessário uma análise mais cuidada da correlação temporária positiva do salário real face a choques da procura e negativa em relação à resposta dada pelo produto a tais choques. De facto, tal comportamento contracíclico do salário real, sensivelmente durante os 3 anos iniciais a seguir ao choque, pode não significar que tenha havido uma maior rigidez dos salários do que dos preços nominais. Desde logo, o enorme peso de choques da procura nas flutuações da taxa de crescimento do salário real pode explicar a enorme magnitude dos efeitos de curto prazo de tais choques sobre aquela variável.

Da mesma forma, a preponderância de choques tecnológicos nas flutuações da taxa de crescimento económico pode ser o factor que levou à significativa redução nos efeitos negativos que perturbações da AD exerceram sobre tal variável (não obstante as desinflações que tiveram lugar no período da análise), enquanto que o seu maior peso no andamento da taxa de desemprego

contribuiu para atenuar os aumentos desta variável nos quatro anos que se seguiram à ocorrência do choque da AD.

A conclusão geral a extrair da análise efectuada é que, efectivamente, o índice de preços usado para transformar o salário nominal em preços constantes influencia os resultados das respostas-impulso das variáveis do sistema a choques da AD, bem como os fornecidos pelo processo de decomposição da variância do erro de previsão daquelas.

Período amostral

A natureza dos resultados relativos ao comportamento cíclico dos salários reais depende do período amostral considerado⁷⁴. Daí a importância de verificar se o comportamento cíclico dos salários reais se mantém para diferentes períodos amostrais. Efectuamos duas experiências: (1) com dados trimestrais para o período após a adesão de Portugal à (então) CEE e (2) com dados anuais entre 1954 e 1998.

(1) Dados trimestrais: 1986:1- 1998:4

É frequente querer-se saber se uma dada relação estimada é estável no tempo, isto é, se os coeficientes são iguais para diferentes subperíodos da amostra disponível, ou seja, testar a possibilidade de ocorrência de alterações estruturais⁷⁵. O teste mais usado na literatura empírica é o teste Chow à estabilidade dos parâmetros para as subamostras antes e depois da ocorrência da quebra.

Como é sabido, no período em análise ocorreu uma alteração importante para a economia portuguesa: a nossa adesão, em 1986, à (então) CEE⁷⁶. Face à possibilidade de tal acontecimento influenciar os resultados obtidos com a especificação base para todo o período amostral e dada a impossibilidade de efectuar a partição em duas subamostras (devido aos escassos graus de liberdade resultantes na primeira subamostra), optamos por reestimar o sistema para uma amostra a iniciar em 1986:1 e confrontar os resultados com os obtidos para todo o período.

Na comparação das respostas-impulso de w_r , y e U aos três tipos de choques para o período pós-86 com as obtidas no total da amostra, destacaram-se apenas alterações significativas ao nível do percurso dinâmico daquelas três variáveis face a choques da AD (figura 6.11).

⁷⁴ Veja-se SPENCER (1998), onde são referenciados alguns estudos empíricos com dados americanos, os quais encontraram que a evidência para salários reais procíclicos aumentava quantas mais observações do período após a década de 70 eram incluídas no período amostral.

⁷⁵ Em NG e VOGELSANG (1997: 18-20) é efectuada uma revisão detalhada dos vários procedimentos usados na literatura empírica para lidar com a possibilidade de deslocações estruturais em VAR's, desde o teste mais clássico e mais usado (o teste Chow) a procedimentos de teste mais recentes.

⁷⁶ Segundo o relatório do BANCO de PORTUGAL (1997: 59), desde Janeiro de 1986, que se iniciou em Portugal uma mudança gradual de regime económico, passando o mercado a assumir um papel acrescido na determinação dos preços e aplicação dos recursos.

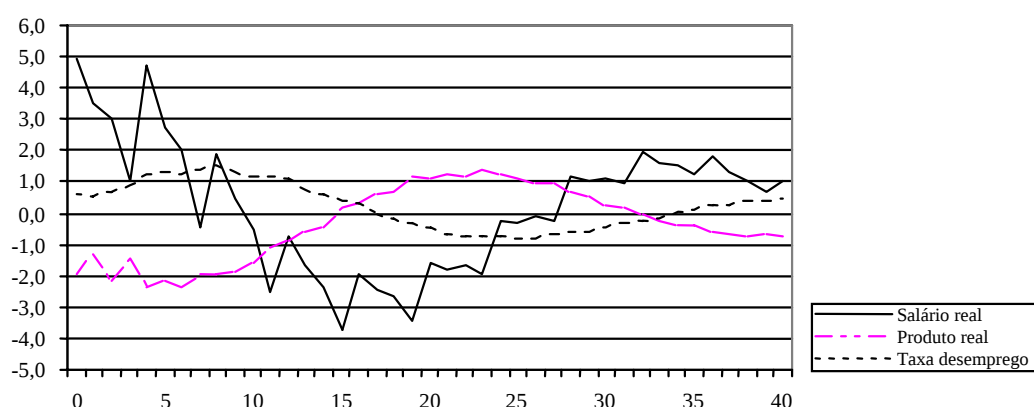


Figura 6.11 - Respostas-impulso a ε_d : período pós-1986

Como se constata da análise do quadro 6.11, também ao nível da decomposição da variância do erro de previsão se registam algumas diferenças dignas de registo.

Quadro 6.11

Decomposição da variância do erro de previsão: período pós-1986 (%)

k	Variação do Salário Real			Variação do Produto Real			Taxa de Desemprego		
	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura
1	69,0	1,0	3,0	33,0	30,9	36,1	6,4	52,5	41,1
4	60,2	4,9	34,9	29,2	30,5	40,3	3,6	24,7	71,7
8	55,6	9,0	35,4	33,5	32,0	34,5	3,3	10,3	86,4
12	54,4	10,8	34,8	34,9	31,1	34,0	5,7	7,1	87,2
16	54,0	11,5	34,5	34,4	30,3	35,3	9,2	7,4	83,4
20	53,7	12,0	34,3	34,1	29,8	36,1	10,6	8,1	81,3
40	53,3	12,7	34,0	34,4	29,1	36,5	10,6	7,2	82,2

Olhando aos resultados da decomposição da variância, as alterações em relação às variáveis $d1wr$ e U não são expressivas, sendo de assinalar apenas um maior contributo dos choques da procura no crescimento dos salários reais, o qual continua, mesmo assim, a ser dominado em todos os horizontes por choques tecnológicos.

Já em relação ao papel dos diferentes choques na explicação das flutuações do produto real, as estimativas apontam para um papel muito equilibrado dos três tipos de perturbações no período pós-86. Tal como para a especificação-base, também se constata que uma característica determinante dos resultados é o papel importante que as deslocações da oferta de trabalho assumem na explicação da variabilidade do produto mesmo num horizonte previsional curto (na ordem dos 30%). Assim, a perda de peso dos choques da AD na evolução de $d1y$ parece dever-se a um contributo acrescido dos choques tecnológicos, em todos os prazos, para o crescimento do produto.

Donde, perante tais resultados da decomposição da variância, não nos é possível, pelas razões já apontadas, concluir sobre a inércia nominal relativa dos preços e salários olhando apenas para a resposta de curto prazo do salário real a choques da AD.

(2) Dados Anuais: 1954-1998

A reestimação do modelo-básico com dados anuais justifica-se por duas ordens de razão: (1) explorar a ideia avançada nalguns trabalhos de que os dados trimestrais, como são de maior frequência, não conseguem captar tão bem os efeitos dinâmicos dos choques, dado que estes se fazem sentir lentamente ao longo do tempo⁷⁷ e (2) tentar obter evidência adicional que ajudasse a esclarecer o comportamento de curto prazo (não esperado) do produto real e da taxa de desemprego face a choques da procura agregada, visto que ao alargar o período amostral às últimas quatro décadas e meia esbate-se o efeito que os períodos desinflationistas ocorridos nas décadas de 80 e 90 possam ter exercido sobre aquelas variáveis.

Repetimos todos os procedimentos e retemos uma especificação com uma constante e dois períodos de defasamento. As estimativas das respostas-impulso a choques da AD e do processo decomposição da variância constam da figura 6.12 e do quadro 6.12.

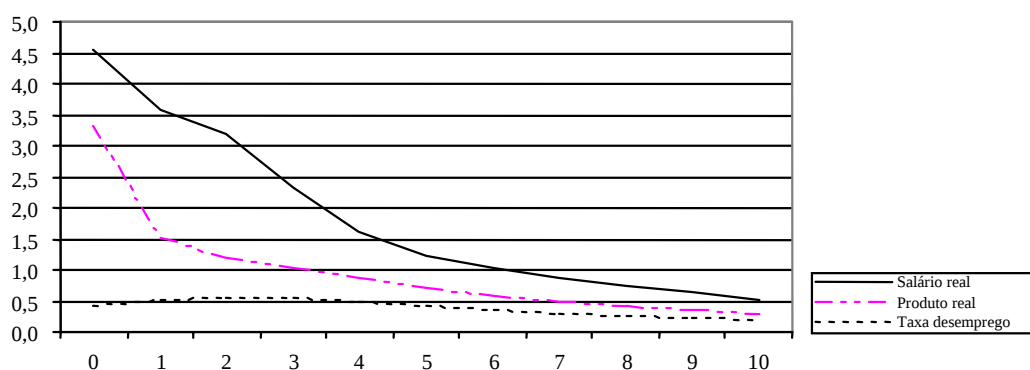


Figura 6.12 - Respostas-impulso a ε_d : dados anuais

É visível que, efectivamente, a consideração de um período de tempo mais recuado, produziu respostas-impulso de curto prazo do produto a choques AD mais consistentes com o previsto pela teoria económica, isto é, positivamente correlacionadas com aqueles. Neste seu percurso, as respostas positivas do produto são acompanhadas, embora com algum defasamento (1 a 2 anos), no mesmo sentido, pelas dadas pelo salário real. De notar, igualmente, que tais respostas são de muito maior magnitude do que as estimadas para o modelo-base e vão decaindo gradualmente com o passar do tempo, tendendo a uma aproximação lenta para a origem.

⁷⁷ Veja-se BLANCHARD (1987a).

Assim, em princípio, as respostas-impulso estimadas sugerem evidência em favor de preços mais rígidos do que os salários nominais. Contudo, como foi referido na introdução deste capítulo, uma correlação positiva entre o produto e o salário real, por si só, não esclarece sobre a inércia nominal relativa dos preços e salários na medida em que ambas as situações - salários reais procíclicos e contracíclicos – podem ser consistentes com a situação contrária, isto é, de maior inércia do salário que dos preços ao nível nominal, dependendo da magnitude relativa dos choques da AS e da AD que afectam a actividade económica na frequência dos ciclos económicos.

Daí a necessidade de analisar a decomposição da variância do erro de previsão. Esta permitirá também o entendimento da reacção, ligeiramente positiva, dada pela taxa de desemprego a choques favoráveis da AD⁷⁸.

Quadro 6.12

Decomposição da variância do erro de previsão: dados anuais (%)

k	Variação do Salário Real			Variação do Produto Real			Taxa de Desemprego		
	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura	Choque Tecnológ.	Choque Oferta trab.	Choque Procura
1	32,3	19,7	48,0	31,1	30,5	38,4	83,1	2,3	14,6
2	42,7	18,3	39,0	31,7	30,1	38,2	82,2	3,9	13,9
3	44,9	19,2	35,9	32,1	29,9	38,0	81,2	4,8	14,0
4	45,3	19,2	35,5	32,4	29,8	37,8	80,5	5,3	14,2
5	45,4	19,1	35,5	32,6	29,7	37,7	80,1	5,6	14,3
10	45,8	19,0	35,2	32,9	29,6	37,5	79,6	5,9	14,5

Quanto ao primeiro aspecto, verifica-se que os choques da AD aparecem “contaminados” pelos dois choques do lado da oferta, os quais, conjuntamente, assumem uma contribuição temporária também importante na determinação do produto (embora, cada uma delas com uma menor expressão do que relativa à dos choques AD)⁷⁹. Donde, pelas razões já expostas, não se possa aferir conclusivamente sobre a flexibilidade nominal relativa dos preços e dos salários portugueses, no período 1954-1998.

⁷⁸ Contrariamente, tais respostas de curto prazo da taxa de desemprego a choques tecnológicos e da oferta de trabalho assumiram valores negativos, não significativamente diferentes de zero, os quais, com o passar do tempo, tenderam igualmente para a origem.

⁷⁹ É nossa convicção que a maior importância assumida pelos choques da AS, quando tomados os dados anuais entre 1954-1998, tem a ver com o facto de tal período apanhar os efeitos dos choques petrolíferos da década de setenta. Contudo, a partir da análise efectuada não é possível derivar tal ilação; para isso, era necessário especificar um outro tipo de modelo, onde estivessem presentes variáveis representativas de tais efeitos (como os preços da energia), o que está fora do âmbito do presente trabalho.

Por seu lado, o domínio dos choques tecnológicos no andamento da taxa de desemprego no curto prazo indicia que, relativamente ao verificado nas últimas duas décadas, no período 1954-1998, o salário real experimentou uma maior inércia. Tal facto poderá estar na base da fraca (e positiva) resposta da taxa de desemprego a choques do lado da procura. Esta conclusão vem reforçada pela comparação do comportamento da reacção do salário real a choques da AD para os dois períodos de análise. Assim, do confronto das figuras 6.9 e 6.12, constata-se que é nesta última (dados anuais) que existe uma maior persistência na resposta do salário real a um choque favorável da AD, dado que se verifica uma tendência muito lenta de diluição de tal efeito ao longo do tempo (mesmo no final do 10º ano, o choque da AD ainda afectava o salário real em 0,5).

6.5. CONCLUSÕES E CONDICIONANTES DA ANÁLISE

Efectuamos, de seguida, uma síntese das conclusões mais importantes resultantes das aplicações SVAR de longo prazo supra efectuadas à economia portuguesa e referimos as suas principais condicionantes.

6.5.1. PRINCIPAIS CONCLUSÕES

Nesta aplicação a Portugal estimámos primeiro um modelo SVAR bivariado – nas primeiras diferenças do produto real e na taxa de desemprego – para o período 1983:2-1998:4, com uma constante e seis desfasamentos. O objectivo principal deste exercício era separar e avaliar a importância dos choques da AS e da AD que afectaram aquelas variáveis na frequência dos ciclos económicos, bem como a reacção das mesmas variáveis a tais perturbações económicas.

A estimação e a identificação do modelo empírico foi efectuada usando a técnica de decomposição dos choques estruturais de Blanchard-Quah. Assim, para identificar o sistema impusemos a restrição, teoricamente pouco controversa, de que choques da AD não afectam o produto real no longo prazo.

Os resultados obtidos permitem-nos extrair algumas conclusões interessantes, as quais, em geral, se ajustam bem à interpretação de raiz keynesiana dos ciclos económicos.

Em primeiro lugar, os resultados do teste de causalidade de Granger apontaram para uma causalidade unidireccional do crescimento económico para a taxa de desemprego, uma relação estatística prevista no contexto dos modelos estruturais de índole keynesiana.

Uma segunda conclusão deriva das estimativas obtidas para as respostas-impulso. Estas últimas evidenciaram um comportamento dinâmico da taxa de desemprego que era a imagem em espelho da evolução do produto real, embora com um ligeiro desfasamento, face a choques da AS e da AD. Tal relação negativa estreita entre o produto e a taxa de desemprego sugere a verificação da relação de Okun para a economia portuguesa, no período em análise. Contudo, contrariamente ao valor normalmente apontado nos manuais (de um valor constante em torno de 2,5), o comportamento conjunto do produto e do desemprego apontou para um coeficiente de Okun dependente do tipo de perturbações que afectam a economia. Se os choques são do lado da AD, de facto há uma relação apertada entre produto e desemprego, sendo que nas respostas de pico, as estimativas apontaram para um coeficiente de Okun igual a 2. Já no caso do choque provir do lado da oferta, tais estimativas variram com o horizonte temporal podendo, se tomarmos as respostas pontuais de pico, atingir um valor próximo de 5. Adicionalmente, o carácter de persistência evidenciado pelas dinâmicas do ajustamento da taxa de desemprego e do produto face a choques da AD indicou a existência de rigidez nominal dos preços (do trabalho e/ou dos bens e serviços).

Outra descoberta interessante resulta da análise das respostas-impulso de longo prazo estimadas da taxa de desemprego face aos dois tipos de choques. Embora não restringidas, aquelas respostas mostravam uma tendência de retorno para o seu nível de reequilíbrio inicial, o que indicia a não existência de problemas significativos de histerese no mercado de trabalho português nas duas últimas décadas.

Por outro lado, as decomposições da variância do erro de previsão estimadas evidenciaram uma predominância dos choques da AD nas flutuações reais do produto e da taxa de desemprego para todo o horizonte temporal da análise. Se, por um lado, o facto dos choques da AD terem dominado a variância do crescimento económico sugere, igualmente, a presença de rigidez do tipo nominal no comportamento dos preços e salários portugueses, por outro, o forte contributo de tais choques na evolução da taxa de desemprego aponta para uma baixa rigidez real dos salários.

O resultado mais surpreendente veio das respostas negativa do produto e positiva da taxa de desemprego em reacção a inovações positivas da procura, ao longo dos 3 anos iniciais; após tal período, o seu efeito sobre as duas variáveis não é significativamente diferente do que é previsto pela literatura keynesiana. Avançámos com a explicação de que tal inconsistência poderia ser motivada pela influência dos dois processos desinflacionistas (identificados anteriormente no capítulo 4) que ocorreram na economia portuguesa na segunda metade da década de 80 e na primeira da de 90, os quais teriam provocado custos reais em termos da produção e, consequentemente, do emprego.

Com base em tais descobertas, na subsecção 6.4.2, aprofundámos a análise, considerando que, além dos choques da AD, a economia estava sujeita a dois tipos de perturbações reais do lado da oferta: tecnológicas e da oferta de trabalho. Assumimos, então, que

as flutuações no salário real, produto e taxa de desemprego eram largamente o resultado desses três choques.

Em particular, como os resultados da estimação do modelo bivariado tinham apontado para um domínio dos choques da AD nas flutuações do produto real, procurámos obter evidência sobre a reacção dos salários reais a tais choques, que nos permitisse determinar se tinha sido a rigidez nominal de preços ou dos salários a desempenhar o principal papel na transmissão dos efeitos de choques da AD para as flutuações da actividade económica nas duas últimas décadas.

O suporte teórico para tal análise foi dado pelas explicações novo-keynesianas dos ciclos económicos. De acordo com estas, quando existe tal predominância dos choques da AD, se os salários reais se apresentarem procíclicos isso traduz maior inércia nominal dos preços, enquanto que salários reais contracíclicos são, pelo contrário, favoráveis a modelos de salários rígidos.

Assim, na subsecção 6.4.2, a análise econométrica adoptou uma representação SVAR parcimoniosa, incluindo três variáveis – primeiras diferenças do salário real e do produto real e a taxa de desemprego - com 5 defasamentos e uma constante. As três perturbações estruturais dirigindo o sistema multivariado foram identificadas de acordo com técnica de decomposição de Blanchard-Quah, impondo restrições de longo prazo baseadas na teoria económica, isto é, tomando, como modelo teórico-padrão, a versão AD-AS de raiz keynesiana aumentada com uma função de produção de longo prazo.

O modelo empírico ficou exactamente identificado pela imposição de três restrições de longo prazo: choques da AD não tinham efeitos permanentes sobre o salário e produto reais e os choques da oferta de trabalho não geravam efeitos de longo prazo sobre o salário real.

A decomposição dos choques da AS, em choques tecnológicos e da oferta de trabalho, não afectou qualitativamente as conclusões extraídas para o SVAR bivariado, das quais salientamos a consistência da verificação de uma relação de Okun (relação negativa das respostas do produto e da taxa de desemprego aos três choques), de uma NAIRU para a economia portuguesa (mesmo não restringidos, os efeitos dos três choques sobre a taxa de desemprego diluem-se no longo prazo) e de inércia nominal de preços (os choques da AD têm efeitos transitórios mas persistentes sobre o produto e contribuem substancialmente para as flutuações da actividade económica ao longo de todo o horizonte temporal de previsão).

Quanto aos resultados das decomposições da variância do erro de previsão das três variáveis do sistema aos três tipos de inovações, aquelas apontaram para um maior contributo dos choques da AD na variabilidade de curto e longo prazos do produto e da taxa de desemprego, ao passo que as inovações tecnológicas se revelaram como a fonte mais importante das flutuações do salário real para todo o horizonte previsional.

Olhando especificamente à resposta do salário real a perturbações da AD, era visível uma correlação negativa entre as duas variáveis no curto prazo. Adicionalmente, também se

verificou uma tendência procíclica dos salários reais, na medida em que a reacção do salário real acompanhava, embora com algum desfasamento (1 a 2 anos), a dada pelo produto real a um choque da AD. Esta evolução conjunta do produto e dos salários reais indicia, assim, uma maior importância da rigidez nominal dos preços do que dos salários nominais na transmissão dos choques da AD, no período amostral. Tal evidência mostra-se, pois, mais favorável à investigação novo-keynesiana de rigidez nominal no mercado do produto, nomeadamente àquela que atribui a inflexibilidade do preço nominal a custos no seu ajustamento (abordagem *menu-costs*).

Assim, é de concluir que, com poucas excepções, o comportamento conjunto dos salários reais, produto e taxa de desemprego portugueses, no período considerado, mostrou-se consistente com as previsões do modelo novo-keynesiano das flutuações económicas. No entanto, existem dois desvios a tais previsões que convém sublinhar.

Em primeiro, de registar o facto das deslocações da oferta de trabalho terem sido também um factor determinante do produto, não só no longo prazo como nas suas flutuações cíclicas. De lembrar que, até ao momento, nenhuma teoria convencional de raiz keynesiana atribui qualquer papel à oferta de trabalho na condução do ciclo económico.

O segundo desvio (já acima salientado para o modelo bivariado) respeita ao comportamento inicial do produto e da taxa de desemprego face a um choque favorável da AD. Se a causalidade unidireccional, no sentido de Granger, do crescimento económico para a taxa de desemprego se mostrou robusta, já a resposta temporária de diminuição do produto e aumento da taxa de desemprego é de difícil reconciliação com o modelo keynesiano, que prevê um aumento do produto e, consequentemente, uma queda na taxa de desemprego.

Para testar se os resultados obtidos não eram inerentes à especificação SVAR adoptada e aos dados subjacentes repetimos os procedimentos usando diferentes desfasamentos e *dummies* sazonais centradas, uma variável alternativa para o salário real e dois diferentes períodos amostrais (período pós-86 e dados anuais para 1954-1998).

A inclusão de *dummies* sazonais centradas e o uso de diferentes desfasamentos gerou resultados qualitativamente similares aos reportados para a especificação-base.

Já da repetição dos “exercícios” para uma variável “salário real” alternativa e diferentes períodos amostrais é de destacar algumas diferenças ao nível dos resultados de estimação.

Desde logo, de realçar que o alargamento da amostra a um período mais recuado (dados anuais para 1954-1998) produziu respostas-impulso de curto prazo do produto a choques da procura consistentes com o previsto pela teoria económica, isto é, de aumento desta variável. Tal diferença no comportamento dinâmico do produto veio, assim, dar suporte à explicação, anteriormente avançada, de que muito provavelmente os processos desinflacionistas das décadas de 80 e 90 estiveram na base da inconsistência do percurso dinâmico desta variável na frequência dos ciclos económicos, gerado para todas as outras especificações com dados trimestrais.

Reconhecemos, no entanto, que a cabal explicação deste aspecto requer investigação adicional, não conduzida neste trabalho.

Outra diferença assinalável, relativamente aos resultados da especificação base, foi a forte diminuição da importância das perturbações da AD nas flutuações do produto e da taxa de desemprego para todos os horizontes temporais, por troca com uma maior relevância dos choques tecnológicos. Contrariamente, era evidente um aumento da contribuição de inovações da AD para a variabilidade do salário real, por contrapartida, sobretudo, com uma diminuição do peso dos choques tecnológicos. Tal conjunto de resultados levou a que: (1) apesar do nítido comportamento procíclico evidenciado pela reacção salário real face a choques da AD, a não predominância destes últimos no andamento do produto dificultasse uma conclusão taxativa sobre a flexibilidade relativa do preços e salários nominais portugueses no período 1954-1998 e (2) a enorme importância dos choques tecnológicos na evolução da taxa de desemprego pudesse explicar a fraca (e positiva) resposta dada por esta variável a inovações da AD e que, conjugando com o facto do salário real apresentar maior persistência na resposta a choques da AD, o salário real tivesse experimentado uma maior inércia em períodos mais recuados (nas décadas de 50-70).

Por seu lado, a reestimação do modelo com uma diferente medida do salário real (deflactor de preços implícito no PIBpm em lugar do deflactor de preços no consumo) evidenciou algumas diferenças dignas de registo ao nível das respostas-impulso das variáveis do sistema a choques do lado da procura e das decomposições da variância do erro de previsão das mesmas. Nomeadamente, a contribuição das inovações da procura para a variabilidade da taxa de crescimento económico e de desemprego foi reduzida drasticamente, por troca com um maior peso dos choques tecnológicos naquelas duas variáveis. Daí que, também para esta especificação, não fosse possível extrair uma conclusão segura quanto ao grau de rigidez nominal relativo dos preços e salários.

Por fim, no caso da especificação com dados no período pós-86 é de notar, unicamente, uma diferença relevante, em relação ao modelo empírico base, no caso da decomposição do erro de previsão das primeiras diferenças do produto real. Também aqui, pelo facto do peso dos choques da AD não suplantarem o exercido por perturbações da AS naquela variável, não avançamos com uma avaliação da importância relativa da inércia dos preços e salários nominais.

6.5.2. CONDICIONANTES DA ANÁLISE

Como é inevitável em modelização económica, os resultados agora sumariados são triplamente condicionais: (1) ao modelo teórico subjacente; (2) à técnica econométrica usada; e, (3) à evidência estatística disponível.

A especificação e identificação dos dois modelos empíricos usados neste capítulo tiveram por base teórica a estrutura AD-AS de raiz keynesiana aumentada com uma função de produção de longo prazo com rendimentos constantes à escala. No entanto, a modelização SVAR efectuada apresentou a vantagem de ser altamente estilizada, com o mínimo de restrições de identificação de longo prazo (três), as quais foram impostas tendo subjacentes pressupostos teóricos relativamente pouco controversos, de forma a dar liberdade a que as dinâmicas de curto prazo das variáveis se pudessem ajustar a vários modelos.

Quanto à metodologia adoptada – a SVAR, tal como em qualquer modelização econométrica, serão de questionar alguns aspectos gerais que podem ter consequências sérias nos resultados de estimação, tais como a possibilidade de variáveis omissas ou o uso de uma estrutura incorrecta.

Num plano mais restrito, os resultados obtidos são condicionais à técnica de decomposição de Blanchard e Quah, os quais especificaram restrições de longo prazo, teoricamente pouco controversas, para decompor os choques estruturais em choques da oferta e da procura agregadas. Contudo, mesmo para um pequeno grupo de variáveis, não se pode afirmar que tais restrições assentem numa estrutura teórica inteiramente consensual. Donde, também aqui se coloca a questão da arbitrariedade das restrições de identificação, as quais estão, naturalmente, sujeitas a discussão.

Adicionalmente, a agregação de vários choques do lado da procura num só, teve também em conta o referido por BLANCHARD e QUAH (1989), que originalmente derivaram condições razoáveis sob as quais a existência de múltiplos choques não vicia a identificação efectuada para os choques da oferta e da procura. No entanto, como não é visível que tais condições sejam testáveis, os resultados obtidos são baseados no pressuposto que aquelas, aproximadamente, se verificam, nomeadamente, que a análise efectuada não é afectada pela existência de representações *non fundamental* (relevadas por LIPPI e REICHLIN (1993) na sua crítica aos modelos SVAR).

Assim, uma crítica específica que se pode apontar à especificação econométrica com três variáveis é, tal como referimos ao longo da aplicação da análise SVAR, não ter ido mais longe, nomeadamente, na desagregação dos choques do lado da AD (em choques IS e LM, por exemplo). A decomposição por nós efectuada dos choques da oferta em choques da oferta de trabalho e tecnológicos teve em atenção, pelo menos parcialmente, tal reparo aos modelos SVAR que apenas definem, genericamente, um choque AS e AD. Contudo, é sempre difícil provar que tal destrição dos choques AS seja a mais apropriada.

Também no campo da análise das propriedades univariadas (raízes unitárias) e multivariadas (cointegração) das séries se podem apontar as limitações inerentes aos próprios testes usados ou alegar que deviam ter sido, adicionalmente, explorados outros. Em particular, embora consideremos plausível que as variáveis “produto real” e “salário real” tenham uma raiz

unitária (como evidência fornecida pela análise gráfica e pela aplicação de testes formais às raízes unitárias), contudo, como é sabido, tais testes não fornecem uma discriminação acentuada entre a hipótese de raiz unitária e a hipótese de que os dados são estacionários. É pois possível que se esteja a cometer um erro tipo II, não rejeitando incorrectamente a hipótese nula da série conter uma raiz unitária (especialmente no caso do salário real em que os vários testes não foram consentâneos quanto à sua integração). Donde, os resultados terão de ser vistos como dependentes de pressupostos *a priori* sobre as propriedades das séries temporais.

No que se refere à evidência estatística, a disponibilidade de dados para a taxa de desemprego, numa base trimestral, condicionou a análise ao período 1983:2-1998:4. Por outro lado, é de salientar que os resultados obtidos são também condicionais em relação à série “salário real”, cuja construção implicou algumas opções (ver Anexo II.2), dado que não existiam estatísticas publicadas sobre remunerações unitárias numa base trimestral, para todo o período amostral. Relacionadamente, a opção por um SVAR parcimonioso resultou, em parte, da limitação a que estávamos sujeitos devido à escassez e/ou a fraca qualidade de séries longas trimestrais para um conjunto mais alargado de variáveis macroeconómicas portuguesas.

A terminar este capítulo, é de salientar que deste nosso estudo resulta a necessidade de investigação adicional sobre o mesmo tema, de forma a obter resultados mais robustos, ou seja, não tão sensíveis a especificações alternativas. Nomeadamente, como foi evidenciado, o uso de períodos amostrais diferentes ou de uma medida alternativa do salário real pode ter implicações ao nível das respostas-impulso e das decomposições de variância estimadas e, em especial, no que respeita à importância das perturbações da AD na evolução da actividade económica, bem como da reacção cíclica do produto a estas últimas.

CAPÍTULO 7

CONCLUSÃO

O contribuir para uma melhor e mais completa caracterização das regularidades empíricas do ciclo económico português e para a avaliação da importância relativa dos fenómenos de rigidez de preços e salários ao nível agregado constituiu a principal motivação para a investigação empírica levada a cabo neste trabalho.

No sentido da concretização de tais propósitos aplicámos duas abordagens de análise distintas, mas complementares, sobre dois conjunto de dados diferenciados: uma abordagem indirecta sobre dados anuais de 25 séries macroeconómicas relevantes, no período 1954-1998, e a abordagem SVAR sobre dados trimestrais do salário e produto reais e da taxa de desemprego, entre 1983:2-1998:4.

Tendo em conta que ao longo dos capítulos anteriores se evidenciou em cada um deles, na respectiva secção final, as principais conclusões resultantes da análise efectuada, conteúdos que, formalmente, caberia mencionar neste capítulo conclusivo da Tese, de seguida procedemos ao que se pode designar de “síntese das sínteses”, isto é, à apresentação, de forma sistematizada, das principais ideias que emergiram como mais relevantes do estudo realizado, na secção que designamos de “Conclusões Finais”. Dado o ênfase estreito da análise, e face à variedade de temas e questões envolvidas numa investigação desta natureza, encerramos este trabalho referindo as principais limitações/condicionantes do estudo e sugerimos alguns dos potenciais rumos a seguir em investigações futuras.

7.1. CONCLUSÕES FINAIS

Os progressos operados no domínio da teoria dos ciclos económicos até finais da década de noventa do séc. XX foram importantes e determinantes para a compreensão de questões práticas e substantivas sobre o funcionamento das economias reais.

De uma revisão da evolução da teoria dos ciclos económicos operada ao longo dos últimos sessenta anos, como a efectuada no capítulo 2, é possível concluir que, não obstante os importantes debates e controvérsias entre as várias escolas de pensamento, no actual “estado da arte” existe um conjunto de princípios sobre os quais recai um amplo consenso no seio da profissão. Nomeadamente, a hipótese da taxa natural de desemprego e a existência de um *trade-off* entre inflação e desemprego encontram-se hoje firmemente estabelecidos como os constituintes principais do “miolo” da macroeconomia. Contudo, dentro de tal estrutura

consensual, existe uma variedade de aspectos que continuam a dividir as opiniões dos dois paradigmas que, actualmente, monopolizam o debate teórico - o novo-keynesiano e o dos ciclos económicos reais – e a motivar esforços adicionais no sentido de um melhor entendimento de como a economia funciona e porque flutua.

Um campo que permanece em debate entre as duas correntes teóricas diz respeito ao tipo de impulsos que dirigem as flutuações económicas. Os novo-keynesianos entendem que estas são resultado, predominantemente, de variações na procura agregada. Contrariamente, os economistas mais ortodoxos da teoria dos ciclos económicos reais sustentam que as flutuações de curto prazo da economia são dirigidas por factores do lado da oferta.

A influência dos mecanismos de preços, no mercado do produto e do trabalho, nos ciclos económicos é, sem dúvida, um tema que desempenha um papel central em tal controvérsia. Enquanto que na abordagem convencional dos ciclos económicos reais se consideram os preços e salários totalmente flexíveis, nos modelos novo-keynesianos os preços e salários são assumidos como ajustando-se lentamente, pelo que nada garante que os mercados estejam sempre em equilíbrio.

Embora não haja certezas sobre as linhas de investigação mais promissoras no domínio da teoria dos ciclos económicos, as tendências recentes da literatura indiciam algumas vias prováveis.

Em primeiro lugar, embora a investigação novo-keynesiana tenha vindo a apresentar uma vasta gama de explicações admissíveis para a verificação de fenómenos de rigidez, de carácter nominal e real, nos mercados do produto e do trabalho, e vários autores tenham tentado testar as previsões de tal abundante literatura teórica, a fonte precisa e a natureza das fricções do ajustamento dos preços naqueles mercados e as imperfeições reais que amplificam tais efeitos são ainda largamente desconhecidas. Por isso, seguramente que nesta área continuará em marcha uma investigação activa, a qual, dado os resultados promissores já alcançados, beneficiará dos importantes desenvolvimentos ao nível do estudo dos comportamentos dos agentes em mercados de concorrência imperfeita. Em particular, neste domínio, serão preciosos os ensinamentos que estão continuamente a ser produzidos no âmbito da Economia industrial e, particularmente, da Teoria dos Jogos recentemente evoluída dentro daquela, relativos a aspectos como as imperfeições dos mercados, o poder dos mercados, o processo de formação de expectativas, as complementaridades estratégicas, as falhas de coordenação e os equilíbrios múltiplos.

Relacionadamente, e atendendo a que na década de noventa começaram a aparecer os primeiros trabalhos apresentando modelos dos ciclos económicos reais com preços e/ou salários nominais rígidos, tudo indica que, no futuro, o estudo da influência do comportamento de flexibilidade/rigidez dos preços nas flutuações da actividade económica será uma área de interesse comum às duas correntes teóricas actualmente em campo.

Uma questão em aberto continua a ser, não obstante a atenção que tem recebido desde sempre, explicar como é que alterações na condução da política monetária afectam a produção e o emprego, num mundo onde os agentes económicos se comportam racionalmente, sem ilusão monetária. De facto, após tanta investigação na área monetária, tão intenso debate entre keynesianos e monetaristas e, mais recentemente, entre novo-clássicos e novo-keynesianos, ainda não existem certezas indiscutíveis sobre o tamanho e natureza dos efeitos da política monetária sobre a actividade económica que permitam decidir qual a teoria correcta. Assim, continua a ser uma preocupação central da teoria económica encontrar uma resposta mais consensual para aspectos relativos à forma adequada de modelar a moeda, a qual é, por seu lado, determinante na avaliação e desenho das políticas monetárias de estabilização. Aliás, em relação a estas últimas, um dilema ainda a requerer resolução é se política monetária pode e deve ser usada para moderar o ciclo económico. Assim, este é um tema que, muito provavelmente, continuará a suscitar a atenção do programa de investigação da teoria nos próximos tempos.

Os ciclos económicos internacionais é o último grande tema que destacamos, pois pensamos que virá a merecer importantes desenvolvimentos, nomeadamente, ao nível da incorporação de certos aspectos internacionais-chave na análise do lado da oferta agregada. Os primeiros esforços estão a começar a dar frutos, nomeadamente ao nível da teoria das áreas monetárias óptimas para avaliar os custos e benefícios económicos de projectos como o da UEM, e continua em marcha um apreciável trabalho, o qual, seguramente, trará no futuro substanciais progressos teóricos e empíricos no âmbito da macroeconomia em economia aberta.

A construção do actual conhecimento sobre os ciclos económicos só foi possível graças à evolução da econometria das séries temporais, a qual beneficiou da disponibilidade crescente de dados e de importantes avanços informáticos. Tal permitiu investigação cada vez mais significativa ao nível das metodologias de análise dos dados macroeconómicos.

Contudo, uma das maiores dificuldades da análise empírica das propriedades das séries económicas temporais continua a ser a determinação da ordem de integração destas últimas, a qual condiciona o tratamento do ponto de vista económico. Actualmente, antes de proceder à modelização econométrica, principalmente no contexto de estruturas autoregressivas, é usual realizar testes de raízes unitárias para determinar o comportamento de estacionaridade/não estacionaridade das séries e decidir, com base em tais testes, a transformação adequada daquelas. A caracterização precisa do tipo de estacionaridade tem efeitos decisivos particularmente no que toca à aplicação da abordagem SVAR, pois dela depende a imposição de restrições de identificação sobre os efeitos dos choques - transitórios ou permanentes.

Também o conceito de cointegração é especialmente relevante na análise SVAR, dado que está intimamente ligado com a existência e relevância de relações de equilíbrio de longo

prazo entre as variáveis não estacionárias sob estudo, as quais podem, também, condicionar o tipo de restrições a usar para identificar o sistema subjacente.

A ideia geral com que se fica do exposto neste trabalho sobre os temas “Raízes Unitárias” e “Cointegração”, abordados nos capítulos 3 e 5, é que a imensa literatura e diversidade de testes existentes tem gerado confusões, até mesmo para os especialistas da área. As conclusões diferem não só com o tipo de teste usado como, dentro do mesmo teste, com as componentes determinísticas ou com o número de desfasamentos inseridos na especificação do modelo subjacente à realização do teste. Acresce dizer que, o facto de ainda não se ter chegado a uma decisão sobre se os testes mais recentes são superiores, tem levado a que na maioria das aplicações empíricas se usem ainda os procedimentos tradicionais.

No âmbito específico da econometria dos SVAR's, não obstante os importantes avanços já conseguidos, continua a faltar uma estrutura formal geral que possa compreender os vários tipos de modelos até agora propostos para identificação e estimação. Adicionalmente, como consequência dos muitos desenvolvimentos da análise SVAR e, em especial, dentro da área da cointegração, certamente que se virá a assistir a importantes progressos metodológicos e de aplicação empírica da estrutura SVAR a sistemas cointegrados. Também a extensão, que já começou a ser efectuada, dos procedimentos univariados de detecção de quebras estruturais na média e/ou inclinação de cada série ao contexto de sistemas VAR se prevê que venha a revolucionar, nos próximos tempos, a metodologia dos ciclos económicos.

Conclui-se, assim, que a investigação em econometria das séries temporais é um processo que se encontra muito longe de estar acabado, em que continuamente se assiste ao aparecimento e desenvolvimento de novas técnicas, que terão implicações ao nível das relações entre as variáveis macroeconómicas e, consequentemente, ditarão também a evolução futura da análise dos ciclos económicos. Existe ainda lugar para uma mais intensa investigação, a qual beneficia da cada vez maior facilidade de aplicação devido ao aparecimento de *software* informático que lida com modelos mais avançados e complexos.

Conclusões da Investigação Empírica sobre os Ciclos Económicos em Portugal

Na análise empírica dos ciclos económicos portugueses utilizámos duas abordagens distintas: a indirecta e a directa. A principal vantagem da abordagem indirecta é que não requer a especificação de um modelo estrutural como no método directo (nomeadamente, como na estimação de modelos SVAR) mas, por outro lado, tem a desvantagem comparativa de ter pouco poder contra hipóteses alternativas às hipóteses subjacentes ao cálculo das estatísticas.

Assim, numa primeira etapa aplicámos, no capítulo 4, uma abordagem indirecta sobre os dados anuais de 25 séries macroeconómicas, no período 1954-1998. Procurámos, desta forma, fornecer um conjunto de peças de evidência estatística que revelasse as relações entre as outras 24 variáveis macroeconómicas relevantes e o PIBpm, de forma a proporcionar um melhor e mais

completo conhecimento das características e factos estilizados relativos aos ciclos económicos em Portugal, naquele período. No sentido de aprofundar o estudo sobre o comportamento das taxas de inflação e de desemprego na sua relação com o ciclo económico explorámos, ainda, para o mesmo período, algumas regularidades empíricas que têm vindo a motivar a maior parte dos esforços recentes da literatura teórica, como sejam, os relativos ao rácio de sacrifício envolvido em processos de desinflação e o da existência de uma taxa de desemprego de equilíbrio no longo prazo.

Sem dúvida que um dos temas da literatura mais controversos e, simultaneamente, um dos mais actuais nos esforços para explicar a ocorrência de flutuações macroeconómicas é o relativo ao comportamento de rigidez/flexibilidade dos preços e salários agregados. Pelo que, estreitando mais o objecto da análise, aplicámos, no capítulo 6, a relativamente recente abordagem SVAR de longo prazo a dados do produto e salário reais e da taxa de desemprego, de frequência trimestral, entre 1983:2-1998:4. A modelização SVAR efectuada teve subjacente o intuito central de obter respostas para duas questões: (1) Qual a importância de choques do lado da oferta e da procura no andamento do ciclo económico português no período em análise? e (2) Qual o papel relativo da rigidez de preços e salários em tais flutuações?.

Uma integração dos resultados empíricos das duas abordagens parece sustentar duas grandes conclusões de carácter geral. A primeira é que o ciclo económico português exhibe, em geral, conformidade com o conjunto de características e de factos estilizados identificados pela literatura, conforme resulta do estudo efectuado no capítulo 4 sobre as regularidades empíricas do comportamento cíclico das 25 séries macroeconómicas portuguesas. A outra conclusão é que uma interpretação de natureza keynesiana é a que se revela como mais consistente no enquadramento teórico das flutuações económicas em Portugal, conforme resulta da análise do capítulo 6.

A um nível mais específico, o conjunto de peças empíricas resultantes da incidência das duas abordagens sobre o comportamento das séries macroeconómicas “produto real”, “salário real” e “taxa de desemprego” sugerem as conclusões que se seguem.

Em primeiro lugar, existe um efeito causal unidireccional, no sentido de Granger, do crescimento económico para a taxa de desemprego, o que se ajusta bem ao previsto pelos modelos de raiz keynesiana. Tal resultado mostrou-se robusto para os vários modelos econométricos ensaiados e em diferentes períodos amostrais. Relacionadamente, ao facto das respostas impulso estimadas terem revelado uma relação negativa estreita entre a evolução do PIBpm e da taxa de desemprego, evidencia a verificação da relação de Okun para a economia portuguesa. De notar, contudo, que o grau de associação entre as duas variáveis parece depender do tipo de choques subjacentes (um coeficiente de Okun igual a 2 para choques do lado da AD e de, aproximadamente, 5 no caso de choques AS, tomando as respostas-impulso pontuais de pico).

Uma segunda conclusão respeita à confirmação dos resultados obtidos na maioria dos estudos anteriormente realizados por outros autores de que Portugal não apresenta um grau significativo de rigidez do salário real. No mesmo sentido, regista-se também a tendência desta variável (quando deflacionada pelo deflactor de preços no consumo) experimentar um comportamento procíclico, ainda que com um desfasamento (entre 1 e 2 anos) da evolução cíclica da actividade económica.

Igualmente em acordo com a maioria da evidência empírica existente para o caso português, parece razoável concluir-se pela verificação de uma taxa de desemprego estável no longo prazo, o que está, sem dúvida, relacionado com a conclusão anterior de flexibilidade do salário real. Em particular, é de notar que para todas as especificações ensaiadas, mesmo em diferentes períodos amostrais, um resultado constante foi que, embora não restringidas, as respostas-impulso estimadas da taxa de desemprego aos diferentes tipos de choques mostravam uma tendência de retorno para o seu nível de equilíbrio inicial, o que é muito reconfortante do ponto de vista econométrico. Tal evidência é reveladora da não existência de problemas significativos de histerese da taxa de desemprego portuguesa, nos períodos analisados.

Por último, e relacionando as duas conclusões anteriores, é de salientar também o facto do valor da NAIRU ter baixado com a incorporação de dados de períodos mais recentes, o que é revelador da diminuição da rigidez dos salários reais, pois, como é sabido, quanto maior o grau de rigidez real, maior é a NAIRU e menor o impacto das políticas económicas sobre variáveis reais como o desemprego. Adicionalmente, deve-se ressaltar que não se apurou um valor exacto para a NAIRU, pois as estimativas desta variaram num intervalo entre 5,1% e 6,1%, conforme o processo usado para a sua determinação, período amostral e frequência dos dados.

No seu conjunto, os resultados anteriores revestem-se de enorme interesse no domínio das políticas de estabilização, principalmente no contexto actual de participação de Portugal no espaço da “zona Euro”, em que deixaram de estar disponíveis os instrumentos monetário e cambial para fazer face a eventuais choques específicos à economia nacional. Em tal contexto, o grau de rigidez experimentado pelo salário real é de importância fundamental, pois, em princípio, quanto mais rígidos os salários reais, mais estrutural é o desemprego e mais importante é a perda da perda da taxa de câmbio nominal para o desempenho macroeconómico.

Assim, se no passado o salário real parece ter desempenhado um papel importante como mecanismo de ajustamento a perturbações económicas e, nomeadamente, como factor determinante da estabilidade do desemprego em torno de uma taxa natural aproximadamente constante (face à documentada falta de mobilidade geográfica do factor trabalho português), a sua importância é agora reforçada como mecanismo de absorção de eventuais choques assimétricos, independentemente da grandeza que estes venham a assumir no futuro. Onde, parece ser de preservar tais características positivas do comportamento do mercado de trabalho português no quadro da moeda única.

Por outro lado, a evidência obtida para o caso português está em desacordo com a relatada na maioria dos estudos sobre os restantes mercados de trabalho europeus, onde estes últimos são, em geral, caracterizados pela persistência de elevados níveis de desemprego e grande rigidez dos salários reais. Tais características têm sido relacionadas com as regras de funcionamento desses mercados, em particular no que se refere a factores como os processos de negociação salarial, os esquemas de protecção social, os custos de contratação não salariais, os salários mínimos e a protecção ao emprego. O facto de não se ter detectado problemas significativos de rigidez macroeconómica no mercado de trabalho português, ao nível dos salários reais e da taxa de desemprego, leva-nos a afirmar que, a manter-se tal contexto, não será necessário adoptar medidas de política dirigidas a uma maior flexibilização da legislação laboral portuguesa, nomeadamente da relativa à protecção ao emprego e dos despedimentos.

Contudo, se parece que tal situação não virá a ser alterada com a participação de Portugal na área do Euro, é de notar, porém que, por outro lado, é conveniente ter em atenção que tal alteração do regime económico poderá modificar significativamente o enquadramento institucional do mercado de trabalho português, num sentido ainda não completamente previsível, ou seja, nada garante que as condições de flexibilidade dos salários reais portugueses se mantenham no futuro.

Se o conjunto de resultados da análise indirecta não levantam a necessidade de menções adicionais, já os relativos aos obtidos com a aplicação da modelização SVAR do capítulo 6 exigem algumas referências em especial.

Uma primeira nota vai para a técnica de identificação dos choques estruturais aí usada: a de BLANCHARD e QUAH (1989). No espírito destes dois autores, a restrição de identificação-chave do nosso trabalho empírico, simples mas poderosa, era que o nível do produto era determinado no longo prazo por choques de oferta, tais como os tecnológicos e da oferta de trabalho. De salientar que esta restrição de identificação não exclui a possibilidade de tais choques contarem para os movimentos na frequência dos ciclos económicos, como é defendido pelos teóricos dos ciclos económicos reais, e também não exclui, como defendido pelos novo-keynesianos, a possibilidade das flutuações de curto prazo serem largamente explicadas pelos choques da AD (monetários, fiscais, ou nas funções consumo e investimento). Apenas exclui a possibilidade que choques AD afectem permanentemente o nível do produto. Assim, este pressuposto é flexível o suficiente para permitir que os dados escolham uma descrição mais perto da visão keynesiana, para as quais as flutuações são predominantemente transitórias, ou, alternativamente, se ajustarem a uma descrição mais perto da visão dos ciclos económicos reais, para os quais as flutuações são largamente o resultado de choques permanentes.

Se tal restrição foi suficiente para identificar o modelo bivariado (produto real e taxa de desemprego) já para o modelo empírico a três variáveis (salário e produto reais e taxa de desemprego), além da neutralidade dos efeitos de longo prazo dos choques da AD sobre o salário e produto reais, foi necessário impor uma terceira restrição, igualmente apoiada na teoria

económica, de que os choques da oferta de trabalho não geravam efeitos de longo prazo sobre o salário real.

Da análise do conjunto de resultados obtidos pela aplicação SVAR às especificações básicas dos modelos bivariado e multivariado emergem alguns aspectos que convém realçar.

Em primeiro lugar, os resultados das decomposições da variância do erro de previsão das variáveis do sistema aos tipos de inovações consideradas mostraram um maior contributo dos choques da AD na variabilidade de curto e longo prazos do produto e da taxa de desemprego, ao passo que as inovações tecnológicas eram a fonte mais importante das flutuações do salário real para todo o horizonte previsional. Se, por um lado, o facto dos choques da AD terem dominado a variância do crescimento económico sugere a presença de rigidez do tipo nominal no comportamento dos preços e salários portugueses, por outro, o forte contributo de tais choques na evolução da taxa de desemprego aponta para uma baixa rigidez real dos salários. Consistentemente, também o carácter de persistência evidenciado pelas dinâmicas do ajustamento da taxa de desemprego e do produto face a choques da AD é indicativo da verificação de um fenómeno de inércia no ajustamento dos preços e/ou salários nominais, no período em análise (1983:2-1998:4).

Um segundo aspecto a destacar é que, tendo em conta a predominância dos choques da AD nas flutuações cíclicas do produto, o facto da reacção do salário real acompanhar, embora com algum desfasamento, a dada pelo produto real a um choque da AD pode ser interpretado, na linha do sustentado pelas explicações novo-keynesianas dos ciclos económicos, como evidência a favor de uma maior importância da rigidez nominal dos preços do que dos salários nominais na transmissão dos choques da AD, no período amostral, mostrando-se, assim, mais favorável a modelos novo-keynesianos de rigidez nominal dos preços.

Em terceiro lugar, e tendo em conta o que foi acima referido, é de reforçar que, globalmente, as respostas-impulso e as decomposições de variância estimadas dos salários reais, produto e taxa de desemprego aos três tipos de impulsos do sistema, no período considerado, se ajustaram bem às previsões qualitativas do modelo novo-keynesiano das flutuações económicas. No entanto, há a registar duas inconsistências com tais previsões: (1) o facto das deslocações da oferta de trabalho aparecerem como um factor significativo na determinação do produto, não só no longo prazo, como nas suas flutuações cíclicas e (2) a resposta inicial (ao longo de cerca dos primeiros 3 anos) de diminuição do produto e aumento da taxa de desemprego é de difícil reconciliação com o previsto pela literatura keynesiana, a qual prevê um aumento do produto e, consequentemente, uma queda na taxa de desemprego.

No sentido de uma explicação para este último resultado surpreendente, alargámos a amostra a um período mais recuado. A reestimação do modelo a três variáveis para dados anuais entre 1954 e 1998 produziu respostas-impulso de curto prazo do produto a choques da procura consistentes com o previsto pela teoria económica, isto é, de aumento desta variável. Tal diferença no comportamento dinâmico do produto veio, assim, dar suporte à nossa convicção de que, muito

provavelmente, os processos desinflationistas ocorridos na economia portuguesa na segunda metade da década de oitenta e na primeira da de noventa, os quais, conforme decorrente da análise efectuada no capítulo 4, provocaram custos reais em termos da produção (um rácio de sacrifício de valor médio de cerca 0,3 p.p./ano ou de 0,6 p.p./ano, se usado, respectivamente, o filtro *bandpass* ou o filtro HP para extrair o produto potencial), tinham estado na base da inconsistência, detectada em todas as outras especificações com dados trimestrais, do percurso dinâmico desta variável na frequência dos ciclos económicos.

Também com a intenção de verificar se o resultado “salários reais procíclicos” se mantinha para especificações alternativas, corremos o modelo com *dummies* sazonais centradas, com vários desfasamentos, para uma variável “salário real” alternativa e diferentes períodos amostrais. Os resultados da decomposição da variância do erro de previsão das variáveis do sistema e das suas respostas impulso a choques da AD revelaram-se mais sensíveis nas duas últimas situações.

Desde logo, uma diferença assinalável com a estimação para dados anuais, relativamente aos resultados da especificação-base, foi a forte diminuição da importância das perturbações da AD nas flutuações do produto e da taxa de desemprego para todos os horizontes temporais por troca com uma maior relevância dos choques tecnológicos. Contrariamente, era evidente um aumento da contribuição de inovações da AD para a variabilidade do salário real, por contrapartida, sobretudo, com uma diminuição do peso dos choques tecnológicos. Se, por um lado, a não predominância de choques da AD no andamento do produto não permitiu, apesar do nítido comportamento procíclico evidenciado pela reacção salário real face a choques da AD, uma avaliação conclusiva sobre a flexibilidade relativa de preços e salários nominais portugueses, por outro, a enorme importância dos choques tecnológicos na evolução da taxa de desemprego revelou-se como possível explicação para a fraca (e positiva) resposta dada por esta última variável a inovações da AD, o que, conjugado com o facto do salário real apresentar maior persistência na resposta a choques da AD, leva a acreditar que o salário real tenha experimentado uma maior inércia em períodos mais recuados.

A outra diferença digna de registo surgiu com a reestimação do modelo com uma diferente medida do salário real: uso do deflactor de preços implícito no PIBpm em lugar do deflactor de preços no consumo. Em relação à especificação-base, a contribuição das inovações da procura para a variabilidade da taxa de crescimento económico e de desemprego veio fortemente diminuída por troca com um maior peso dos choques tecnológicos naquelas duas variáveis. Daí que, também no caso de tal especificação alternativa, não foi possível extrair uma conclusão segura quanto ao grau de rigidez nominal relativo dos preços e salários.

A finalizar esta secção, salienta-se que apesar de termos concluído para a especificação-base por uma maior inércia relativa dos preços, revelada pelo facto do salário real ser procíclico, tal quadro poderá vir a ser modificado no futuro. Também aqui a recente adesão de Portugal à zona Euro, aliado ao facto de ser uma pequena economia com um grau de abertura ao exterior

elevado, leva a esperar que a consequente intensificação da concorrência gere um efeito cada vez mais disciplinador sobre os preços. A verificar-se tal cenário, a maior flexibilidade de preços no mercado de bens e serviços poderá constituir um mecanismo facilitar dos movimentos nos preços relativos, necessários à absorção de eventuais choques assimétricos que possam ocorrer.

7.2. LIMITAÇÕES/CONDICIONANTES DO ESTUDO E CAMINHOS PARA INVESTIGAÇÃO FUTURA

Uma boa parte da investigação efectuada consistiu numa análise cuidada dos resultados obtidos pelos métodos quantitativos, os quais foram escolhidos tendo em conta o estado actual da investigação dos ciclos económicos e a sua relevância para as questões em estudo. Contudo, como é óbvio, nenhuma abordagem está isenta de problemas, pelo que, desde logo, uma das principais limitações deste trabalho é resultado dos problemas inerentes às técnicas usadas, os quais tivemos o cuidado de evidenciar ao longo do nosso trabalho.

Daí que se, por um lado, existem algumas boas razões que levam a pensar que a evidência estatística reportada é robusta face à consistência e conformidade dos resultados entre as duas abordagens e com a teoria económica, por outro lado, existem outras razões que motivam alguma cautela na leitura dos resultados obtidos nos capítulos empíricos.

Assim, em relação ao capítulo 4, destacamos que os cálculos efectuados estão dependentes dos procedimentos usados para extrair a componente cíclica das séries. De entre o conjunto de métodos existentes para efectuar tal decomposição optámos como procedimento principal pelo filtro *bandpass*, o qual foi apontado, nalguns estudos comparativos, como aquele que exibia a melhor *performance*, e aplicámos, em paralelo, o filtro de Hodrick-Prescott com o intuito de ir, por um processo de confronto, testando a robustez dos resultados. Contudo, como foi realçado no capítulo 3, nenhum dos métodos actualmente existentes está isento de problemas, pelo que no futuro continuará o debate sobre qual o melhor procedimento a adoptar na obtenção da componente cíclica e secular das séries.

Por seu lado, os resultados do capítulo 6 assentam no processo de decomposição dos choques estruturais de Blanchard-Quah, que originalmente usaram uma restrição de longo prazo para identificar perturbações AD e AS e derivaram condições razoáveis sob as quais a existência de múltiplos choques não vicia a identificação efectuada. Donde, na impossibilidade de testar tais pressupostos, a análise SVAR efectuada, ao agregar num só choque os vários impulsos do lado da procura agregada, assentou sobre o pressuposto de que tais condições, aproximadamente, se verificam na economia portuguesa. Por outro lado, como acontece em qualquer outra abordagem econométrica, se podem questionar alguns aspectos gerais da modelização SVAR adoptada, como a possibilidade de variáveis omissas ou o uso de uma estrutura incorrecta.

Também no campo da análise das propriedades univariadas (raízes unitárias) e multivariadas (cointegração) das séries se podem apontar as limitações inerentes aos próprios testes usados ou alegar que deviam ter sido, adicionalmente, explorados outros. Pelo que, os resultados empíricos terão de ser vistos ainda como dependentes de pressupostos *a priori* sobre as propriedades das variáveis usadas na análise.

A um nível mais geral, uma limitação importante que normalmente se coloca em estudos desta natureza prende-se com a disponibilidade da informação estatística. Neste contexto, a tarefa dos investigadores que lidam com séries temporais em Portugal está ainda, não obstante alguns esforços recentes por parte do Banco de Portugal, muito dificultada pela falta de qualidade e pela escassez dos dados para muitas séries macroeconómicas relevantes em períodos longos (sobretudo para as frequências mais curtas - trimestral, mensal,..). Tal facto condiciona, entre outras coisas, as variáveis a usar e o período de análise.

No nosso estudo, as restrições de natureza estatística impediram a utilização de um universo de informação mais vasto na caracterização das regularidades empíricas portuguesas (nomeadamente, com várias medidas da taxa de juro) e tomar um período mais recuado. Já no capítulo 6, para além da condicionante imposta pela falta de séries longas trimestrais para as variáveis usadas, a indisponibilidade de dados desagregados (por exemplo, sobre os preços dos bens transaccionáveis e não transaccionáveis ou dos salários reais unitários na indústria manufacturera) inviabilizou uma abordagem mais detalhada dos fenómenos de rigidez.

É nossa convicção que este trabalho não está acabado, sendo necessário, assim que a quantidade e qualidade da informação estatística o permitam, validar e refinar os resultados obtidos com a extensão a um conjunto mais alargado de variáveis e a períodos amostrais mais longos. Por outro lado, seria igualmente interessante completar e aprofundar este estudo recorrendo a comparações internacionais ou estendendo-o a outros campos de debate e áreas do conhecimento científico. Os desenvolvimentos que, de seguida, sugerimos como ponto de partida útil para futuras investigações podem, neste sentido, ajudar a ultrapassar algumas das “fronteiras” limitativas do presente trabalho.

Desde logo, uma linha de investigação que nos parece promissora é a da extensão da abordagem indirecta à análise das regularidades e idiosincrasias entre os ciclos económicos portugueses e os dos seus parceiros comunitários. Tal assunto reveste-se de grande interesse, pois se a evidência for favorável a regularidade do comportamento das variáveis macroeconómicas, tal poderá ser interpretado como argumento a favor da tese de que o processo de integração europeia não deverá constituir um problema no que respeita ao ciclo económico (ou vice-versa).

Numa linha similar, o uso da abordagem SVAR para efectuar uma análise comparativa das semelhanças/diferenças dos percursos das políticas fiscais, monetárias e cambiais entre os países participantes da UEM, olhando a factores como a natureza dos choques e os mecanismos de propagação de tais choques, permitiria evidenciar se as economias envolvidas neste processo

de integração tiveram, ou não, uma resposta similar e sincronizada aos choques a que estiveram sujeitas e ver se os seus ciclos diferiram, ou não, em relação à aspectos como os da intensidade e duração dos efeitos dos choques. Tais resultados poderiam, potencialmente, revelar-se uma base de apoio importante para a definição do tipo de políticas, gerais ou específicas a cada economia, a adoptar para os países da UEM.

Relacionado com os dois anteriores, um outro rumo interessante para pesquisa futura, no médio/longo prazo, é a realização do estudo comparativo com a situação no período posterior à adesão ao Euro, no sentido de analisar se uma alteração institucional tão importante teve um impacto profundo nos ciclos económicos portugueses. Além disso, no caso dos resultados deste nosso trabalho, enquanto baseados em dados e comportamentos passados, tal permitirá, também, ultrapassar a sua vulnerabilidade à Crítica de Lucas. Esta é, sem dúvida, uma direcção da investigação que nos parece muito promissora e para a qual pretendemos orientar alguns dos nossos futuros esforços de investigação, assim que a disponibilidade de dados (qualitativa e quantitativamente) para as séries macroeconómicas portuguesas o permita.

Uma outra extensão, de importância óbvia no caso de uma pequena economia aberta como a portuguesa, é o alargamento da análise a modelos de economia aberta com o objectivo de testar a influência de variáveis externas nas flutuações económicas.

Uma área de investigação ainda não explorada para o caso português é a relativa às fontes de rigidez dos preços e salários. Em particular, seria interessante ver até que ponto as interacções das decisões de preços ao nível microeconómico, em termos verticais e horizontais, influenciam a lentidão do ajustamento dos preços e salários, ao nível agregado. Tal exigiria uma exploração das relações de interdisciplinaridade entre a Economia Industrial e a Macroeconomia, no domínio da previsão e explicação dos comportamentos industriais e ainda no estudo da influência destes sobre as flutuações macroeconómicas. Certamente que um estudo desta natureza conduziria a importantes desenvolvimentos de interesse comum, no campo teórico e empírico.

Por fim, a convergência de esforços futuros para a área, ainda em aberto, das políticas de estabilização a adoptar para controlar as flutuações do ciclo económico e das suas implicações em termos de bem-estar revelar-se-ia, seguramente, de substancial interesse para o caso português.

Encerramos este trabalho com a convicção que, dada a complicada natureza das flutuações económicas, a investigação nesta área está longe de ser um campo fechado. Adicionalmente, tendo em conta a velocidade à qual se geram progressos na macroeconometria das séries temporais é de esperar grandes avanços na evolução do conhecimento sobre os ciclos económicos. É, precisamente, esta expectativa em relação aos desenvolvimentos vindouros que tornam a Macroeconomia um campo de pesquisa tão fascinante.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AGÉNOR, Pierre-Richard and Peter J. MONTIEL (1996). *Development Macroeconomics*. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- AKERLOF, George A. and Janet L. YELLEN (1985). "A Near-Rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Inertia". *The Quarterly Journal of Economics*, 100 (Supplement): 823-838, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. II, 244-259.
- AKERLOF, George A. and Janet L. YELLEN (1990). "The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment". *The Quarterly Journal of Economics*, 105: 255-283.
- AKERLOF, George A. and Lawrence F. KATZ (1989). "Worker's Trust Funds and the Logic of Wage Profiles". *The Quarterly Journal of Economics*, 104: 525-536.
- AKERLOF, George A., Andrew ROSE and Janet YELLEN (1988). 'Comments and Discussion: "The New Keynesian Economics and the Output - Inflation Trade-Off"'. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 66-75.
- AMISANO, Gianni and Carlo GIANNINI (1997). *Topics in Structural VAR Econometrics*. Springer, Berlin, 2nd. Edition.
- ANDERSEN, Torben M. (1994). *Price Rigidity: Causes and Macroeconomic Implications*. Clarendon Press, Oxford University Press, Oxford.
- ANDRADE, João de Sousa (1993). *Análise Econométrica: Uma Introdução para Economistas e Gestores*. Texto Editora, Lisboa.
- ANDRADE, João de Sousa (1995). "Uma análise de Curto Prazo do Consumo, do Produto e dos Salários". *Economia*, 15 (4): 365-374.
- ANDRADE, João de Sousa (1998). "Equilíbrio Monetário no Longo e Curto Prazos: Uma Aplicação à Economia Portuguesa". *Working Paper nº 11, Grupo de Estudos Monetários e Financeiros* (trabalho apresentado na 1st. Cief Workshop on Financial Economics, 24 de Julho, ISEG).
- ANGELONI, I. and L. DEDOLA (1999). "From the ERM to the Euro: New Evidence on Economic and Policy Convergence Among EU Countries". *Working Paper nº 4, European Central Bank*.
- ASTLEY, Mark S. and Anthony GARRATT (1998). "Exchange Rates and Prices: Sources of Sterling Real Exchange Rate Fluctuations 1973-94". *Bank of England Working Papers*.
- AZARIADIS, Costas (1975). "Implicit Contracts and Underemployment Equilibria". *Journal of Political Economy*, 12 (4): 1183-1202, in Sherwin Rosen (Ed.), *Implicit Contract Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1994, 3-22.
- AZARIADIS, Costas and Joseph E. STIGLITZ (1983). "Implicit Contracts and Fixed Price Equilibria", *The Quarterly Journal of Economics*, 98 (Supplement): 1-22, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol II: Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 187-209.

- BAGLIANO, Fabio C., Carlo A. FAVERO and Francesco FRANCO (1998). "Measuring Monetary Policy in Open Economies". *IGIER Working Paper N° 133*.
- BAILY, Martin Neil (1974). "Wages and Employment under Uncertain Demand". *Review of Economic Studies*, 41 (1): 37-50, in Sherwin Rosen (Ed.), *Implicit Contract Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1994, 23-36.
- BALL, Laurence and David ROMER (1989). "Are Prices Too Sticky?". *The Quarterly Journal of Economics*, 104: 507-524.
- BALL, Laurence and David ROMER (1990). "Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money". *Review of Economic Studies*, 57: 183-203.
- BALL, Laurence and David ROMER (1991). "Sticky Prices as Coordination Failure". *The American Economic Review*, 81 (3): 539-552.
- BALL, Laurence and N. Gregory MANKIW (1995). "Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks". *The Quarterly Journal of Economics*, 110: 161-193.
- BALL, Laurence and Stephen G. CECCHETTI (1988). "Imperfect Information and Staggered Price Setting". *The American Economic Review*, 78 (5): 999-1018, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. II, 283-302.
- BALL, Laurence, N. Gregory MANKIW and David ROMER (1988). "The New Keynesian Economics and the Output - Inflation Trade-Off". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 1-65.
- BANCO DE PORTUGAL. *Relatório do Conselho de Administração*, de 1994 a 1998, *Boletim Económico*, de Setembro de 1998 a Setembro de 1999 e *Boletim Estatístico* de 1994-1998.
- BANERJEE, Anindya, Juan DOLADO, John W. GALBRAITH and David F. HENDRY (1993). *Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford University Press, Oxford .
- BARBOSA, António P. (1996). "Origem da Inflação Portuguesa: 1977-1994". *Boletim Económico*, 21-25.
- BARBOSA, António P. [et al.] (1998). "O Impacto do Euro na Economia Portuguesa". Ministério das Finanças, Lisboa.
- BARBOSA, António P. e José A. Ferreira MACHADO (1996). "O Custo da Desinflação Portuguesa: Uma Nota". *Boletim Económico*, 47-50.
- BARRO, Robert J. (1972). "A Theory of Monopolistic Adjustment". *Review of Economic Studies*, 34: 17-26.
- BARRO, Robert J. (1978). "Unanticipated Money, Output and the Price Level in the United States". *Journal of Political Economy*, 86 (4): 549-580.
- BAXTER, Marianne and Robert G. KING (1995). "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series". *NBER 5022*.
- BAYOUMI, Tamim and Barry EICHENGREEN (1992). "Shocking Aspects of European Monetary Unification". *CEPR Discussion Paper N° 643*.
- BEAUDRY, Paul and John DiNARDO (1991). "The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages over the Business Cycle: Evidence from Micro Data". *Journal of Political Economy*, 99(4): 665-688.
- BÉNABOU, Roland (1988). "Search, Price Setting and Inflation". *Review of Economic Studies*, 55: 353-376.

- BÉNABOU, Roland (1992). "Inflation and Efficiency in Search Markets". *Review of Economic Studies*, 59: 299-329.
- BÉNABOU, Roland and Robert GERTNER (1993). "Search with Learning from Prices: Does Increased Inflationary Uncertainty Lead to Higher Markups?". *Review of Economic Studies*, 60: 69-94.
- BERNANKE, Ben S. (1983). "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression", *The American Economic Review*, 73: 257-276, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol II: Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 293-324.
- BERNANKE, Ben S. (1986). "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25: 49-100.
- BERNANKE, Ben S. and Ilian MIHOV (1998). "Measuring Monetary Policy". *The Quarterly Journal of Economics* 113(3): 869-902.
- BERNANKE, Ben S. and Kevin CAREY (1996). "Nominal Wage Stickiness and Aggregate Supply in the Great Depression". *The Quarterly Journal of Economics*, 111: 853-883.
- BERNANKE, Ben S. and Mark GERTLER (1989). "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations". *The American Economic Review*, 79 (1): 14-31, in Finn E. Kydland (Ed.), *Business Cycle Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 197-214.
- BERNANKE, Ben S. and Mark GERTLER (1990). "Financial Fragility and Economic Performance". *The Quarterly Journal of Economics*, 105: 87-114.
- BERNANKE, Ben S. and Martin L. PARKINSON (1991). "Procyclical Labor Productivity and Competing Theories of the Business Cycle: Some Evidence from Interwar U. S. Manufacturing Industries". *Journal of Political Economy*, 99(3): 439-482.
- BEVERIDGE, Stephen and Charles NELSON (1981). "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle". *Journal of Monetary Economics*, 7: 151-174.
- BHATTACHARYA, Rina and Jane BINNER (1998). "The Shocking Nature of Output Fluctuations in Some EU Countries". *Applied Economics*, 30: 1101-1125.
- BILS, Mark (1987). "The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price". *The American Economic Review*, 77: 838-855, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol II: Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 337-375.
- BILS, Mark (1989). "Pricing in a Customer Market". *The Quarterly Journal of Economics*, 104: 699-718.
- BILS, Mark (1991). "Testing for Contracting Effects on Employment". *The Quarterly Journal of Economics*, 106: 1129-1156.
- BLANCHARD, Olivier Jean (1983). "Price Asynchronization and Price-Level Inertia" reprinted from R. Dornbusch and M. Simonsen (Eds.), *Inflation, Debt, and Indexation*, MIT Press, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol I: Imperfect Competition and Sticky Prices*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 243-265.
- BLANCHARD, Olivier Jean (1987a). "Aggregate and Individual Price Adjustment". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 57-109, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. II, 303-355.

- BLANCHARD, Olivier Jean (1987b). "Why Does Money Affect Output?: a Survey". *NBER Working Paper 2285*, in Benjamin Friedman e Frank Hahn (Ed.), *Handbook of Monetary Economics*, Elsevier Science Publishers B. V., North-Holland, 1990, Vol. II, 779-835.
- BLANCHARD, Olivier Jean (1989). "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations". *The American Economic Review*, 79 (5): 1146-1164.
- BLANCHARD, Olivier Jean (1991). "Money, Credit, and Banking Lecture". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23 (3): 277-292.
- BLANCHARD, Olivier Jean (1997a). "Is There a Core of Usable Macroeconomics?". *AEA Papers and Proceedings*, 87 (2): 244-246.
- BLANCHARD, Olivier Jean (1997b). *Macroeconomics*. Prentice Hall International Limited, London.
- BLANCHARD, Olivier Jean (1998). "Revisiting European Unemployment. Unemployment, Capital Accumulation, and Factor Prices". A rewritten and abridged version of "Medium Run", published in the *Brookings Papers on Economic Activity* (1997) (on-line edition: <http://econ-wp.mit.edu/RePec/2000/Blanchar/>).
- BLANCHARD, Olivier Jean (2000). "The Economics of Unemployment. Shocks, Institutions, and Interactions". *Lionel Robbins Lecture, London School of Economics* (on-line edition: <http://econ-wp.mit.edu/RePec/2000/Blanchar/>).
- BLANCHARD, Olivier Jean and Danny QUAH (1989). "The Dynamic Effects os Aggregate Demand and Supply Disturbances". *The American Economic Review*, 79 (4): 655-673.
- BLANCHARD, Olivier Jean and Danny QUAH (1993). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Reply". *The American Economic Review*, 83 (3): 653-658.
- BLANCHARD, Olivier Jean and Juan F. JIMENO (1995). "Structural Slumps and Persistent Unemployment. Structural Unemployment: Spain versus Portugal". *AEA Papers and Proceedings*, 85 (2): 213-218.
- BLANCHARD, Olivier Jean and Justin WOLFERS (1999). "The Role of Shocks and Institutions in the rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence". *Harry Johnson Lecture* (on-line edition: <http://econ-wp.mit.edu/RePec/2000/Blanchar/>).
- BLANCHARD, Olivier Jean and Lawrence F. KATZ (1997). "What We Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment". *Journal of Economic Perspectives*, 11 (1): 51-72.
- BLANCHARD, Olivier Jean and Lawrence F. KATZ (1999). "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence". *NBER 6924*.
- BLANCHARD, Olivier Jean and Lawrence H. SUMMERS (1986). "Hysteresis and the European Unemployment Problem". *NBER Macroeconomics Annual 1986*, 15-78.
- BLANCHARD, Olivier Jean and Lawrence H. SUMMERS (1987). "Hysteresis in Unemployment". *European Economic Review*, 31: 288-295, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. III, 468-475.
- BLANCHARD, Olivier Jean and Lawrence H. SUMMERS (1988). "Beyond the Natural Rate Hypothesis". *AEA papers and Proceedings*, 78 (2): 182-187.

- BLANCHARD, Olivier Jean and Mark W. WATSON (1986). "Are Business Cycles All Alike", in Robert Gordon (Ed.) *The American Business Cycle*, University of Chicago Press, Chicado, 123-179.
- BLANCHARD, Olivier Jean and Nobuhiro KIYOTAKI (1987). "Monopolistic Competition and the Effects of Agregate Demand". *The American Economic Review*, 77 (4): 647-666.
- BLANCHARD, Olivier Jean and Pedro PORTUGAL (1998). "What Hides Behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U. S. Unemployment". *NBER* 6636.
- BLANCHARD, Olivier Jean and Stanley FISCHER (1989). *Lectures on Macroeconomics*. Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, England, 4th Edition.
- BLANCHFLOWER, David G., Andrew J. OSWALD and Peter SANFEY (1996). "Wages, Profits, and Rent-Sharing". *The Quaterly Journal of Economics*, 111: 227-251.
- BLINDER, Alan S. (1982). "Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics". *The American Economic Review*, 72 (3): 334-348, in Jean-Pascal Bénassy (Ed.), *Macroeconomics and Imperfect Competition*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 245-259.
- BLINDER, Alan S. (1987). "Keynes, Lucas, and Scientific Progress". *AEA Papers and Proceedings*, 77 (2): 130-136.
- BLINDER, Alan S. (1991). "Why Are Prices Sticky? Preliminary Results from an Interview Study". *AEA Papers and Proceedings*, 81 (2): 89-96.
- BLINDER, Alan S. (1997a). "A Core of Macroeconomic Beliefs?". *Challenge*, 40 (4): 36-44.
- BLINDER, Alan S. (1997b). "Is There a Core of Practical Macroeconomics that We Should All Believe?". *AEA Papers and Proceedings*, 87 (2): 240-243.
- BLINDER, Alan S. and Don H. CHOI (1990). "A Shared of Evidence on Theories of Wage Stickiness". *The Quaterly Journal of Economics*, 105: 1003-1015.
- BOVER, Olympia, Pilar GARCIA-PEREA and Pedro PORTUGAL (1997). "A Comparative Study of the Portuguese and Spanish Labour Markets". Comunicação apresentada na conferência "The Portuguese Labour Market in International Perspective", 18-19 Julho de 1997, organizada por Banco de Portugal/FLAD/FEUNL.
- BRAUN, Phillip A. and Stefan MITTNIK (1993). "Misspecifications in Vector Autoregressions and their Effects on Impulse Responses and Variance Decompositions". *Journal of Econometrics*, 59: 319-341.
- BRUNNER, Karl (1970). "The "Monetarist Revolution" in Monetary Theory". *Weltwirtschaftliches Archiv*, 105 (2): 1-29, in Marco Musela and Carlo Panico (Eds.), *The Money Supply in the Economic Process: A Post Keynesian Perspective*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 144-172.
- BRYAN, Michael F. and Stephen G. CECCHETTI (1996). "Inflation and the Distribution of Price Changes". *NBER Working Paper* 5793.
- BRYANT, John (1983). "A Simple Rational-Expectations Keynes-Type Model". *The Quaterly Journal of Economics*, 98: 525-528, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol II: Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 25-29.
- BURDA, Michael and Charles WYPLOSZ (1993). *Macroeconomics: A European Text*. Oxford University Press, New York.

- BURNSIDE, Craig (1998). "Detrending and Business Cycle Facts: A Comment". *Journal of Monetary Economics*, 41: 513-532.
- BURNSIDE, Craig, Martin EICHENBAUM and Sérgio REBELO (1992). "Labor Hoarding and the Business Cycles". *Estudos e Documentos de Trabalho/Working Papers* nº 9, Banco de Portugal.
- CABALLERO, Ricardo J. and Eduardo M. R. A. ENGEL (1993a). "Heterogeneity and Output Fluctuations in a Dynamic Menu-Cost Economy". *Review of Economic Studies*, 60: 95-119.
- CABALLERO, Ricardo J. and Eduardo M. R. ENGEL (1993b). "Microeconomic Adjustment Hazards and Aggregate Dynamics". *The Quarterly Journal of Economics*, 108: 359-383.
- CALMFORDS, Lars (1982). "Employment Policies, Wage Formation and Trade Union Behavior in a Small Open economy". *Scandinavian Journal of economics*, 84: 345-373, in Jean-Pascal Bénassy, *Macroeconomics and Imperfect Competition*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 391-419.
- CALOMIRIS, Charles W. and Glenn HUBBARD (1989). "Price Flexibility, Credit Availability, and Economic Fluctuations: Evidence from the United States, 1894-1909". *The Quarterly Journal of Economics*, 104: 429-452.
- CALVO, Guillermo A. (1983). "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework". *Journal of Monetary Economics*, 12: 383-398, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. II, 228-243.
- CAMINAL, Ramon (1992). "Inflation and Optimal Price Adjustment under Monopolistic Competition". *Economica*, 59: 179-197.
- CAMPBELL III, Carl M. and Kunal S. KAMLANI (1997). "The Reasons for Wage Rigidity: Evidence from a Survey of Firms". *The Quarterly Journal of Economics*, 112: 759-789.
- CAMPBELL, John Y. and N. Gregory MANKIW (1987). "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations". *AEA Papers and Proceedings*, 77 (2): 111-117.
- CAMPBELL, John Y. and Pierre PERRON (1991). "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Know About Unit Roots". *NBER Economics Annual* 1991: 141-201.
- CAMPBELL, John Y. and Robert J. SHILLER (1987). "Cointegration and Tests of Present Value Models". *Journal of Political Economy*, 95 (5), in Engle e Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships - Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, 191-217.
- CANOVA, Fabio (1998a). "Detrending and Business Cycle Facts". *Journal of Monetary Economics*, 41: 475-512.
- CANOVA, Fabio (1998b). "Detrending and Business Cycle Facts: A User's Guide". *Journal of Monetary Economics*, 41: 533-540.
- CANZONERI, Matthew B., Javier VALLÉS and José VIÑALS (1996). "New Empirical Evidence on the Costs of European Monetary Union". *CEPR Discussion Paper* Nº 1498.
- CAPLIN, Andrew and John LEAHY (1991). "State Dependent Pricing and the Dynamics of Money and Output". *The Quarterly Journal of Economics*, 106: 683-708.

- CAPLIN, Andrew S. and Daniel F. SPULBER (1987). "Menu Costs and the Neutrality of Money". *The Quarterly Journal of Economics*, 102 (Issue 4):703-725, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. II, 260-282.
- CAPPELI, Peter and Keith CHAUVIN (1991). "An Interplant Test of the Efficiency Wage Hypothesis". *The Quarterly Journal of Economics*, 106: 769-787.
- CARDOSO, Ana Rute (1997). "Company Wage Policies: Do Employer Wage Effects Account for the Rise in Labor Market Inequality?". Comunicação apresentada na conferência "The Portuguese Labour Market in International Perspective", 18-19 Julho de 1997, organizada por Banco de Portugal/FLAD/FEUNL.
- CARLIN, Wendy and David SOSKICE (1990). *Macroeconomics and the Wage Bargain: A Modern Approach to Employment, Inflation and the Exchange Rate*. Oxford University Press, Oxford.
- CARLTON, Dennis W. (1986). "The Rigidity of Prices". *The American Economic Review*, 76 (4): 637-658.
- CARLTON, Dennis W. (1989). "The Theory and Facts of How Markets Clear: Is Industrial Organization Valuable for Understanding Macroeconomics". in R. Shmalensee and R. D. Wilig (eds.) *Handbook of Industrial Organization*, Amsterdam North Holland, Vol. I, 909-946.
- CARLTON, Dennis W. (1996). "A Critical Assessment of the Role of Imperfect Competition in Macroeconomics". *NBER Working Paper 5782*.
- CASTILLO, Sonsoles, Juan J. DOLADO and Juan F. JIMENO (1997). "A Tale of Two Neighbour Economies: Does Wage Flexibility Make the Difference Between Portuguese and Spanish Unemployment?". Comunicação apresentada na conferência "The Portuguese Labour Market in International Perspective", 18-19 Julho de 1997, organizada por Banco de Portugal/FLAD/FEUNL.
- CHAMIE, Nick, Alain DESERRES and René LALONDE QUAH (1994). "Optimum Currency Areas and Shock Asymmetry: A Comparison of Europe and the United States". *Working Paper 94/1*, Bank of Canada.
- CHARI, V. V. (1998). "Nobel Laureate Robert E. Lucas, Jr.: Architect of Modern Macroeconomics". *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1): 171-186.
- CHEN, Show-Lin and Jyh-Lin WU (1997). "Sources of Real Exchange-Rate Fluctuations: Empirical Evidence from Four Pacific Basin Countries". *Southern Economic Journal*, 63 (3): 776-787.
- CHRISTIANO, Lawrence J. and Lars LJUNGQVIST (1988). "Money Does Granger-Cause Output in the Bivariate Money-Output Relation". *Journal of Monetary Economics*, 22: 217-235.
- CHRISTIANO, Lawrence J. and Martin EICHENBAUM (1992). "Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations". *The American Economic Review*, 82 (3): 430-450, in Finn E. Kydland (Ed.), *Business Cycle Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 397-417.
- CHRISTIANO, Lawrence J., Martin EICHENBAUM and Charles EVANS (1996). "The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds". *The Review of Economic and Statistics*, 16-34.
- CHRISTODOULAKIS, Nicos, Sophia P. DIMELIS and Tryphon KOLLINTZAS (1995). "Comparison of Business Cycles in the EC: Idiosyncracies and Regularities". *Economica*, 62: 1-27.
- CLARIDA, Richard and Jordi GALI (1994). "Sources of Real Exchange Rate Fluctuations: How Important are Nominal Shocks?". *CEPR Discussion Paper N° 951*.

- COCHRANE, John F. (1998). "What do the VAR's Mean? Measuring the Outputs Effects of Monetary Policy". *Journal of Monetary Economics*, 41: 277-300.
- COCHRANE, John H. (1988). "How Big is the Random Walk in GDP?". *Journal of Political Economy*, 96 (5): 893-920.
- COCHRANE, John H. (1991). "A Critique of the Application of Unit Root". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 15: 275-284.
- COGLEY, Timothy (1993). "Empirical Evidence on Nominal Wage and Price Flexibility". *The Quarterly Journal of Economics*, 108: 475-491.
- COHEN, Darrel (1988). "Money Demand and the Effects of Fiscal Policies". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 20 (4): 698-705.
- COOLEY, Thomas F. and Mark DWYER (1998). "Business Cycle Analysis Without Much Theory: A Look at Structural VARS". *Journal of Econometrics*, 83: 57-88.
- COOLEY, Thomas F. and Stephen F. LEROY (1985). "Atheoretical Macroeconomics: A Critique". *Journal of Monetary Economics*, 16: 283-308.
- COOPER, Russel W. and Andrew JOHN (1988). "Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models". *The Quarterly Journal of Economics*, 103 (Issue 3): 441-463, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. I, 96-118.
- CORREIA, Isabel H., João C. das NEVES and Sérgio REBELO (1992). "Business Cycles in Portugal: Theory and Evidence", in João F. Amaral, Diogo Lucena and António S. Mello (Ed.), *The Portuguese Economy Towards 1992*, Kluwer Academic Publishers, Massachusetts, 1992, 1-64.
- CORREIA, Isabel H., João C. das NEVES and Sérgio REBELO (1993). "Business Cycles in a Small Open Economy". *Banco de Portugal Working Papers* 16-93.
- CORREIA, Leonida A. Tomás (1993). *Importância do Mecanismo de Preços e Salários nas Flutuações Macroeconómicas: Uma Abordagem Essencialmente Novo-Keynesiana*. Dissertação de Mestrado, Faculdade de Economia, Universidade do Porto.
- CRUZ, Patrícia V. Moura e Artur Silva LOPES (1999). "Raízes Unitárias e Quebras de Estrutura: Evidência Empírica para a Economia Portuguesa". *CEMAPRE Working Papers* 1/99.
- DANTHINE, Jean-Pierre and John B. DONALDSON (1990). "Efficiency Wages and the Business Cycle Puzzle". *European Economic Review*, 34: 1275-1301, in Finn E. Kydland (Ed.), *Business Cycle Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 370-396.
- DAWSON, Graham (1992). *Inflation and Unemployment: Causes, Consequences and Cures*. Edward Elgar Publishing Company, Vermont.
- DEFINA, Robert H. (1991). "International Evidence on a New Keynesian Theory of the Output-Inflation Trade-off". *Journal of Money, Credit and Banking*, 23 (3): 410-422.
- DESERRES, Alain and Alain GUAY (1995). "Selection of the Truncation Lag in Structural VARs (or VECMs) With Long-Run Restrictions". *Bank of Canada Working Paper* N° 9.

- DESERRES, Alain, Alain GUAY and Pierre ST-AMANT (1995). "Estimating and Projecting Potential Output Using Structural VAR Methodology". *Bank of Canada Working Paper* Nº 2.
- DIAMOND, Peter A (1982). "Aggregate-Demand Management in Search Equilibrium", *Journal of Political Economy*, 90 (5): 881-894, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol II: Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 31-45.
- DIAMOND, Peter A. (1993). "Search, Sticky Prices, and Inflation". *Review of Economic Studies*, 60: 53-68.
- DIAS, Francisco C. and Maximiano R. PINHEIRO (1995). "Choques Económicos e Inflação". *Boletim Económico*, Banco de Portugal, 1(4): 61-67.
- DIAS, Francisco C., José A. F. MACHADO and Maximiano R. PINHEIRO (1994). "Choques Externos e Sua Propagação na Economia Portuguesa". *Boletim Trimestral*, Banco de Portugal, Junho.
- DIAS, Francisco C., José A. F. MACHADO and Maximiano R. PINHEIRO (1996). "Structural VAR Estimation with Exogeneity Restrictions". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58 (2): 417-422.
- DIAS, João (1995). "Critical Values for Testing Cointegration: Some Extended Results for the Engle-Granger Test". *ISEG, Working Paper* Nº 2/95.
- DIAS, Mónica Costa (1997a). "Análise da Evolução Cíclica da Economia Portuguesa no Período de 1953 a 1993". *Boletim Económico*, 3 (3).
- DIAS, Mónica Costa (1997b). "A Study on Labour Market Mobility". Comunicação apresentada na conferência "The Portuguese Labour Market in International Perspective", 18-19 Julho de 1997, organizada por Banco de Portugal/FLAD/FEUNL.
- DICKEY, David A. and Wayne A. FULLER (1979). "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- DICKEY, David A. and Wayne A. FULLER (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root". *Econometrica*, 49 (4): 1057-1072.
- DIXON, Hum and Neil RANKIN (1994). "Imperfect Competition and Macroeconomics: A Survey". *Oxford Economic Papers*, 46: 171-199.
- DOAN, Thomas A. (1992). *RATS User's Manual – Version 4*. Estima, Evanston, 5th. Edition.
- DOLADO, Juan J. and Juan F. JIMENO (1997). "The Causes of Spanish Unemployment: A Structural VAR Approach". *European Economic Review*, 41: 1281-1307.
- DUARTE, Maria Adelaide e João de Sousa ANDRADE (1998). "O Estudo da Flexibilidade dos Salários: O Caso Espanhol e Português". *Notas Económicas*, 10: 305-317.
- DUARTE, Maria Adelaide e João Sousa ANDRADE (2000). "Histerese da Taxa de Desemprego de Equilíbrio, uma Aplicação ao Caso Português". *Notas Económicas*, 14: 10-36.
- DUTT, Amitava Krishna and Peter SKOTT (1996). "Keynesian Theory and the Aggregate-Supply/Aggregate-Demand Framework: A Defense". *Eastern Economic Journal*, 22 (3): 313-331.
- DWYER, Mark (1998). "Impulse Response Priors for Discriminating Structural Vector Autoregressions". *Ewp-em/9808001*, EconWPA.

- EICHENBAUM, Martin (1992). 'Comment: "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy"'. *European Economic Review*, 36: 1001-1011.
- EICHENBAUM, Martin (1997). "Some Thoughts on Practical Stabilization Policy". *AEA Papers and Proceedings*, 87 (2): 236-239.
- EICHENBAUM, Martin and Charles L. EVANS (1995). "Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates". *The Quarterly Journal of Economics*, 110 (4): 975-1009.
- ENDERS, Walter (1995). *Applied Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, Inc., New York.
- ENDERS, Walter (1996). *RATS Handbook for Econometric Time Series*. John Wiley & Sons, inc, New York.
- ENGLE, Robert F. and Byung Sam YOO (1987). "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems". *Journal of Econometrics*, 35: 143-159, in Engle e Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships - Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, 113-129.
- ENGLE, Robert F. and Byung Sam YOO (1991). "Cointegrated Economic Time Series: An Overview with New Results", in Engle e Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships - Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, 237-266.
- ENGLE, Robert F. and Clive W. J. GRANGER (1987). "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, 55 (2): 251-276.
- ENGLE, Robert F. and Clive W. J. GRANGER (1991). 'Introduction: *Long-Run Economic Relationships – Readings in Cointegration*'. Oxford University Press, Oxford, 1-16.
- ENGSTED, Tom and Soren JOHANSEN (1997). "Granger's Representation Theorem and Multicointegration ". *EUI Working Paper ECO N° 97/15*.
- ERICSSON, Neil R., David F. HENDRY and Grayham E. MIZON (1998). "Exogeneity, Cointegration, and Economic Policy Analysis". *Journal of Business & Economic Statistics*, 16 (4): 370-387.
- ERKEL-ROUSSE, Hélène and Jacques MÉLITZ (1995). "New Empirical Evidence on the Costs of European Monetary Union". *CEPR Discussion Paper N° 1169*.
- EVANS, Charles L. (1992). "Productivity Shocks and Real Business Cycles". *Journal of Monetary Economics*, 29: 191-208.
- EVANS, Charles L. and Fernando SANTOS (1993). "Productivity Shocks in the G-7 Countries". Unpublished Paper.
- FACKLER, James S. and W. Douglas McMILLIN (1998). "Historical Decomposition of Aggregate Demand and Supply Shocks in a Small Macro Model". *Southern Economic Journal*, 64 (3): 648-664.
- FAZZARI, Steven M., Piero FERRI and Edward GREENBERG (1998). "Aggregate Demand and Firm Behavior: A New Perspective on Keynesian Microfoundations". *Journal of Post Keynesian Economics*, 20 (4): 527-558.
- FERRAZ, António Mendes (1995). "A Não Neutralidade da Moeda e Eficácia Relativa da Política Monetária na Estabilização Macroeconómica: Estudo de um Caso". *Estudos de Economia*, 15 (2): 181-198.
- FETHKE, Gary and Andrew POLICANO (1986). "Will Wage Setters Ever Stagger Decisions?". *The Quarterly Journal of Economics*, 101: 867-877, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol I: Imperfect Competition and Sticky Prices*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 267-277.

- FISCHER, Stanley (1977). "Long-Term Contracts, Rational Expectation and the Optimal Money Supply Rule". *Journal of Political Economy*, 85 (1): 191-205, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. II, 213-227.
- FISCHER, Stanley (1981). "Towards an Understanding of the Costs of Inflation: II". In Karl Brunner and Allan H. Meltzer (Eds.), *The Costs and Consequences of Inflation*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 15: 5-41, in Michael Parkin (Ed.), *The Theory of Inflation*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1994, 311-347.
- FISCHER, Stanley (1988). "Recent Developments in Macroeconomics". *The Economic Journal*, 98: 294-339.
- FITOUSSI, Jean Paul (1998). "Se Puede Seguir Siendo Keynesiano Hoy?". *El Pais*, columna "Opini3n", 932: 1-4.
- FRANSES, Philip H. and Andr3 Lucas (1998). "Outlier Detection in Cointegration Analysis". *Journal of Business & Economic Statistics*, 16 (4): 459-468.
- FRIEDMAN, Milton (1968). "The Role of Monetary Policy". *The American Economic Review*, 58 (1): 1-17, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. I, 258-274.
- FRIEDMAN, Milton (1970). "The New Monetarism: Comment". *Lloyds Bank Review*, 98: 52-53, in Marco Musela and Carlo Panico (Eds.), *The Money Supply in the Economic Process: A Post Keynesian Perspective*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 205-206.
- FRIEDMAN, Milton (1982). "Monetary Policy: Theory and Practice". *Journal of Money, Credit and Banking*, 14 (1): 98-118, in Marco Musela and Carlo Panico (Eds.), *The Money Supply in the Economic Process: A Post Keynesian Perspective*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 283-303.
- FRIEDMAN, Milton (1984). "Lessons from the 1979-82 Monetary Policy Experiment". *The American Economic Review*, 74 (2): 397-400, in Marco Musela and Carlo Panico (Eds.), *The Money Supply in the Economic Process: A Post Keynesian Perspective*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 304-307.
- GABRIEL, Vasco . C. R., Artur Silva LOPES e Lu3s M. R. C. NUNES (1999). "Instability in Cointegration Regressions: Further Discussion with an Application to Money Demand in Portugal". *CEMAPRE Working Papers* 3/99.
- GALI, Jordi (1992). "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U. S. Data?". *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (2): 709-738.
- GARRATT, Anthony, Kevin LEE, M. Hashem PESARAN and Yongcheol SHIN (1998). "A Long Run Structural Macroeconometric Model of the UK". *University of Cambridge DAE Working Paper* N3 9812.
- GARRATT, Anthony, Kevin LEE, M. Hashem PESARAN and Yongcheol SHIN (1999). "A Structural Cointegrating VAR Approach to Macroeconometric Modelling", in Sean Holly and Martin Weale (Eds.) *Econometric Modelling: Techniques and Applications*, Cambridge University Press, Cambridge
- GASPAR, Victor e S3lvia LUZ (1997). "Desemprego e Sal3rios em Portugal". *Boletim Econ3mico*, 3 (4).
- GEWEKE, John and Richard MEESE (1981). "Estimating Regression Models of Finite but Unknown Order". *International Economic Review*, 22 (1): 55-70.
- GIBBONS, Robert and Lawrence KATZ (1992). "Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials?". *Review of Economic Studies*, 59: 515-535.

- GORDON, Donald F. (1974). "A Neo-Classical Theory of Keynesian Unemployment". *Economic Inquiry*, 41 (1): 431-459, in Sherwin Rosen (Ed.), *Implicit Contract Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1994, 37-65.
- GORDON, Robert J. (1981). "Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment". *Journal of Economic Literature*, 19: 493-530.
- GORDON, Robert J. (1985). "Understanding Inflation in the 1980s". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 263-302.
- GORDON, Robert J. (1990). "What is New Keynesian Economics". *Journal of Economic Literature*, 28: 1115-1171.
- GORDON, Robert J. and Stephen KING (1982). "The Output Cost of Desinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 205-244.
- GORDON, Stephen and Dorethée BOCCANFUSO (1998). "What Can We Learn From Structural Vector Autoregression Models?". *Mimeo, Department D'Economique, Université Laval*.
- GOTTFRIES, Nils and Henrik HORN (1987). "Wage Formation and the Persistence of Unemployment". *Economic Journal*, 97: 877-884, in Jean-Pascal Bénassy (Ed.), *Macroeconomics and Imperfect Competition*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 467-474.
- GRANGER, Clive W. J. (1969). "Investigating Causal Relations Econometric Models and Cross-Spectral Methods". *Econometrica*, 37: 424-438, in Thomas Sargent e Robert Lucas (Eds.), *Rational Expectations and Econometrics Practice*, University of Minnesota Press, 1981.
- GRANGER, Clive W. J. (1991). "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables", in Engle e Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships - Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, 65-80.
- GRANGER, Clive W. J. and P. NEWBOLD (1974). "Spurious Regressions in Econometrics". *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- GRANGER, Clive W. J. and Tae-Hwy LEE (1989). "Multicointegration". *Advances in Econometrics*, 8: 71-84, in Engle e Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships - Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, 179-190.
- GRAY, Jo Anna (1976). "Wage Indexation: A Macroeconomic Approach". *Journal of Monetary Economics*, 2 (2): 221-235, in Jean-Pascal Bénassy (Ed.), *Macroeconomics and Imperfect Competition*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 423-437.
- GRAY, Jo Anna (1978). "On Indexation and Contract Length". *Journal of Political Economy*, 86 (1): 1-18.
- GREDENHOF, Mikael and Sune KARLSSON (1997). "Lag-length Selection in VAR-Models Using Equal and Unequal Lag-length Procedures". *Stockholm School of Economics Working Paper Series in Economics and Finance N° 177*.
- GREENE, William H. (1993). *Econometrics Analysis*. Prentice Hall, Inc. A Simon & Schuster Company, Second Edition.
- GREENWALD, Bruce C. and Joseph E. STIGLITZ (1987). "Keynesian, New Keynesian, and New Classical Economics". *Oxford Economic Papers*, 39: 119-132.

- GREENWALD, Bruce C. and Joseph E. STIGLITZ (1988). "Examining Alternative Macroeconomic Theories". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 207-260, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. III, 335-388.
- GREENWALD, Bruce C. and Joseph E. STIGLITZ (1989). "Toward a Theory of Rigidities". *AEA papers and Proceedings*, 79 (2): 364-369.
- GREENWALD, Bruce C. and Joseph E. STIGLITZ (1993a). "Financial Market Imperfections and Business Cycles". *The Quarterly Journal of Economics*, 108: 77-114.
- GREENWALD, Bruce C. and Joseph E. STIGLITZ (1993b). "New and Old Keynesians". *The Journal of Economic Perspectives*, 7 (1): 23-44.
- HAIRAUT, Jean-Olivier e Franck PORTIER (1993). "Money, New-Keynesian Macroeconomics and the Business Cycle". *European Economic Review*, 37: 1533-1568.
- HALL, Robert E. (1980). "Labor Supply and Aggregate Fluctuations", in Karl Brunner and Allan H. Meltzer (Eds.), *On the State of Macroeconomics*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 12: 7-33, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. III, 3-25.
- HALL, Robert E. (1986a). 'Comment: "Hysteresis and the European Unemployment Problem". *NBER Macroeconomics Annual 1986*, 85-88.
- HALL, Robert E. (1986b). "Market Structure and Macroeconomic Flutuations". *Brookings Papers on Economic Activity (BPEA)*, 2: 285-321.
- HALL, Robert E. (1988a). 'Comment: "Sources of Business Cycle Fluctuations". *NBER Macroeconomics Annual 1988*, 148-151.
- HALL, Robert E. (1988b). "The Relation Between Price and Marginal Cost in U. S. Industry". *Journal of Political Economy*, 96 (5): 921-947.
- HALL, Robert E. (1997). "Macroeconomic Fluctuations and the Allocation of Time". *NBER Working Paper 5933*.
- HAMILTON, James D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- HANSEN, Henrik and Katarina JUSELIOUS (1995). *CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series*. Estima, Evanston.
- HARBO, Ingrid, Soren JOHANSEN, Bent NIELSEN and Anders RAHBEK (1998). "Asymptotic Inference on Cointegrating Rank in Partial Systems". *Journal of Business & Economic Statistics*, 16 (4): 388-399.
- HART, Oliver (1982). "A Model of Imperfect Competition with Keynesian Features". *The Quaterly Journal of Economics*, 97: 109-138, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol I: Imperfect Competition and Sticky Prices*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 313-344.
- HARVEY, Andrew (1990). *The Econometric Analysis of Time Series*. Philip Allan, Simon & Schuster International Group, New York, 2nd. Edition.
- HASLAG, H. and Scott E. HEIN (1992). "Macroeconomic Activity and Monetary Policy Actions: Some Preliminary Evidence". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 24 (4): 431-446.

- HATANAKA, Michio (1996). *Time-Series-Based Econometrics: Unit Roots and Cointegration*. Oxford University Press, Oxford.
- HAYO, Bernd (1998). "Money-Output Granger Causality Revisited: An Empirical Analysis of EU Countries". *Ewp-mac/9809009, EconWPA*.
- HEAP, Shaun P. Hargreaves (1992). *The New Keynesian Macroeconomics: Time, Belief and Social Interdependence*. Edward Elgar Publishing Company, Vermont.
- HENDRY, David F. (1986). "Econometric Modelling With Cointegrated Variables: An Overview". *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 48 (3): 201-212, in Engle e Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships - Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, 51-63.
- HODRICK, Robert and Edward PRESCOTT (1981). "Postwar U.S. Business Cycles: Empirical Investigation". *Reprinted in Journal of Money, Credit and Banking*, 1997, 29 (1): 1-16.
- JACOBSEN, Hans Jorgen and Cristian SCHULTZ (1995). "Optimal Labor Contracts May Exhibit Wage Fluctuations due to Wage Discrimination". *Annales d'Économie et de Statistique*, 37/38: 75-90.
- JOHANSEN, Søren (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254, in Engle e Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships - Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, 131-152.
- JOHANSEN, Søren (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, 59 (6): 1551-1580.
- JOHANSEN, Søren (1992a). "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single-Equation Analysis". *Journal of Econometrics*, 52: 389-402.
- JOHANSEN, Søren (1992b). "An I(2) Cointegration Analysis of the Purchasing Power Parity Between Australia and the United States", in Colin P. Hargreaves (Ed.), *Macroeconomic Modelling of the Long Run*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 229-248.
- JOHANSEN, Søren (1994). "The Role of the Constant and Linear Terms in Cointegration Analysis of Nonstationary Variables". *Econometric Review*, 13: 205-229.
- JOHANSEN, Søren (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press, Oxford.
- JOHANSEN, Søren (1997). "Mathematical and Statistical Modeling of Cointegration". *EUI Working Paper ECO N° 97/14*.
- JOHANSEN, Søren (1999). "A Small Sample Correction for Tests of Hypotheses on the Cointegrating Vectors". *EUI Working Paper ECO N° 99/9*.
- JOHANSEN, Søren and Ernst SCHAUMBURG (1997). "Likelihood Analysis of Seasonal Cointegration". *EUI Working Paper ECO N° 97/16*.
- JOHANSEN, Søren and Katarina JUSELIOUS (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration With Applications to the Demand for Money". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2): 169-210.
- JOHANSEN, Søren and Katarina JUSELIOUS (1992). "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK". *Journal of Econometrics*, 53: 211-244.

- JUDD, John P. and Jack H. BEEBE (1993). "The Output-Inflation Trade-Off in the United States: Has it Changed Since the Late 1970's". *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 3: 25-34.
- JUSELIUS, Katarina (1998). "A Structured VAR for Denmark Under Changing Monetary Regimes". *Journal of Business & Economic Statistics*, 16 (4): 400-411.
- JUSELIUS, Katarina and Colin P. HARGREAVES (1992). "Long-Run Relations in Australian Monetary Data", in Colin P. Hargreaves (Ed.), *Macroeconomic Modelling of the Long Run*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 249-285.
- KALDOR, Nicholas (1970). "The New Monetarism". *Lloyds Bank Review*, 97: 1-17, in Marco Musela and Carlo Panico (Eds.), *The Money Supply in the Economic Process: A Post Keynesian Perspective*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 188-204.
- KALDOR, Nicholas (1985). "How Monetarism Failed". *Challenge*, 28 (2): 4-13, in Marco Musela and Carlo Panico (Eds.), *The Money Supply in the Economic Process: A Post Keynesian Perspective*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 308-317.
- KASHYAP, Anil K. (1995). "Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogues". *The Quarterly Journal of Economics*, 110: 245-274.
- KATZ, Lawrence F. (1986). "Efficiency Wage Theories: A Partial Evaluation". *NBER Macroeconomics Annual 1986*, 235-276.
- KEATING, John W. (1990). "Identifying VAR Models Under Rational Expectations". *Journal of Monetary Economics*, 25: 453-476.
- KEATING, John W. (1992). "Structural Approaches to Vector Autoregressions". *Federal Reserve Bank of St. Louis*, 37-57.
- KENNAN, John (1986). 'Comment: "Hysteresis and the European Unemployment Problem"'. *NBER Macroeconomics Annual 1986*, 78-85.
- KENNAN, John (1988). "Equilibrium Interpretations of Employment and Real Wage Fluctuations". *NBER Macroeconomics Annual 1988*, 157-205.
- KEYNES, John Maynard (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. MacMillan Press, Edition of 1973, Reprinted in 1989.
- KING, Robert G. (1993). "Will the New Keynesian Macroeconomics Ressurrect the IS-LM Model?". *The Journal of Economic Perspectives*, 7 (1): 67-82.
- KING, Robert G. (1995). "Quantitative Theory and Econometrics". *Economic Quarterly - Federal Reserve Bank of Richmond*, 81 (3): 53-105.
- KING, Robert G. and Charles I. PLOSSER (1984). "Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle". *The American Economic Review*, 74 (3): 363-380.
- KING, Robert G., Charles I. PLOSSER and Sérgio T. REBELO (1988). "Production, Growth and Business Cycles: I - The Basic Neoclassical Model". *Journal of Monetary Economics*, 21: 195-232, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. III, 110-147.

- KING, Robert G., Charles I. PLOSSER, James H. STOCK and Mark W. WATSON (1991). "Stochastic Trends and Economic Fluctuations". *The American Economic Review*, 81 (4): 819-840.
- KIYOTAKI, Nobuhiro (1988). "Multiple Expectational Equilibria under Monopolistic Competition". *The Quarterly Journal of Economics*, 102: 695-713.
- KRUEGER, Alan B. (1991). "Ownership, Agency, and Wages: An Examination of Franchising in the Fast Food Industry". *The Quarterly Journal of Economics*, 106: 75-101.
- KRUEGER, Alan B. and Lawrence H. SUMMERS (1988). "Efficiency Wages and the Interindustry Wage Structure". *Econometrica*, 56: 259-293, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol II: Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 143-185.
- KRUGMAN, Paul (1998). "Why Aren't We All Keynesians Yet?". *Fortune*, coluna "No Free Lunch", 8 de Março, 1-2.
- KYDLAND, Finn E. (1995). 'Introduction: *Business Cycle Theory*. Edward Elgar Publishing Company, Vermont, ix-xvi.
- KYDLAND, Finn E. and Edward C. PRESCOTT (1977). "Rules Rather than Discretion: The Unconsistency of Optimal Plans". *Journal of Political Economy*, 85: 473-491, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. I, 315-333.
- KYDLAND, Finn E. and Edward C. PRESCOTT (1982). "Time to Build and Aggregate Fluctuations". *Econometrica*, 50 (6): 1345-1370, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. III, 53-78.
- KYDLAND, Finn E. and Edward C. PRESCOTT (1990). "Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth". *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 14 (2): 3-18, in Finn E. Kydland (Ed.), *Business Cycle Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 67-82.
- KYDLAND, Finn E. and Edward C. PRESCOTT (1991). "Hours and Employment Variation in Business Cycle Theory". *Economic Theory*, 1: 63-81, in Finn E. Kydland (Ed.), *Business Cycle Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 351-369.
- LAFFARGE, Jean-Pierre and Pierre MALFRANGE (1995). "Recent Developments in the Macroeconomics of Imperfect Competition". *Annales d'Économie et de Statistique*, 37/38: 15-27.
- LANG, Kevin (1991). "Persistent Wage Dispersion and Involuntary Unemployment". *The Quarterly Journal of Economics*, 106: 181-202.
- LASTRAPES, William (1992). "Sources of Fluctuations in Real and Nominal Exchange Rates". *The Review of Economic and Statistics*, 530-539.
- LAYARD, Richard J. and Stephen NICKELL (1990). "Is Unemployment Lower if Unions Bargain over Employment". *The Quarterly Journal of Economics*, 105: 773-787.
- LEE, Bong-Soo (1998). "Permanent, Temporary, and Non-Fundamental Components of Stock Prices". *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33 (1): 1-32.
- LEESON, Robert (1998). "'The Ghosts I Called I Can't Get Rid of Now': The Keynes-Tinbergen-Friedman-Phillips Critique of Keynesian Macroeconometrics". *History of Political Economy*, 30 (1): 51-94.

- LEIJONHUNFVUD, Axel (1967). "Keynes and the Keynesians: A Suggested Interpretation". *The American Economic Review*, 57 (2): 401-410, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. I, 36-45.
- LEONTIEF, Wassily (1946). "The Pure Theory of the Guaranteed Annual Wage Contract". *Journal of Political Economy*, 54: 76-79, in Jean-Pascal Bénassy (Ed.), *Macroeconomics and Imperfect Competition*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 357-360.
- LEVY, Daniel, Mark BERGEN, Shantanu DUTTA and Robert VENABLE (1997). "The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U . S. Supermarket Chains". *The Quarterly Journal of Economics*, 112: 791-825.
- LINDBECK, Assar and Dennis J. SNOWER (1988). "Cooperation, Harassment, and Involuntary Unemployment: An Insider-Outsider Approach". *The American Economic Review*, 78: 167-188, in Jean-Pascal Bénassy (Ed.), *Macroeconomics and Imperfect Competition*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 475-496.
- LIPPI, Marco and Lucrezia REICHLIN (1993). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances: Comment". *The American Economic Review*, 83 (3): 644-652.
- LONG, John B. Jr. and Charles I. PLOSSER (1983). "Real Business Cycles". *Journal of Political Economy*, 91: 39-69, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. III, 79-109.
- LUCAS, André (1998). "Inference on Cointegrating Ranks Using LR and LM Tests Based on Pseudo-Likelihoods". *Econometric Reviews*, 17(2): 185-214.
- LUCAS, Robert E. (1972). "Expectations and the Neutrality of Money". *Journal of Economic Theory*, 4: 103-124, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. II, 3-24.
- LUCAS, Robert E. (1973). "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs". *The American Economic Review*, 63 (3): 326-334, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. II, 33-41.
- LUCAS, Robert E. (1976). "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in K. Brunner and A. Meltzer (eds.), *The Phillips Curve and The Labour Markets*, Carnegie-Rochester Conference Series, 1: 19-46, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. I, 204-231.
- LUCAS, Robert E. (1977). "Understanding Business Cycles", in Karl Brunner and Allan H. Meltzer (Eds.), *Stabilization of the Domestic and International Economy*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 5: 7-29, in Finn E. Kydland (Ed.), *Business Cycle Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 85-107.
- LUCAS, Robert E. (1980). "Methods and Problems in Business Cycle Theory". *Journal of Money, Credit and Banking*, 12 (4): 696-715, in Finn E. Kydland (Ed.), *Business Cycle Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 47-66.
- LÜTKEPOHL, Helmut F. (1985). "Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process". *Journal of Time Series Analysis*, 6 (1): 35-52.

- LÜTKEPOHL, Helmut F. and Pentti SAIKKONEN (2000). "Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with a Time Trend". *Journal of Econometrics*, 95: 177-198.
- LUZ, Silvia and Maximiano R. PINHEIRO (1993). "Desemprego, Vagas e Crescimento Salarial". *Boletim Trimestral*, Banco de Portugal, 15(2): 41-51.
- LUZ, Sílvia e Maximiano PINHEIRO (1994). "Wage Rigidity and Job Mismatch in Europe: Some Evidence". *Banco de Portugal Working Papers* 2-94.
- MACKINNON, James G. (1991). "Critical Values for Cointegration Tests", in Engle e Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships - Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, 267-276.
- MACLEOD, W. Bentley and James M. MALCOMSON (1995). "Turnover Costs, Efficiency Wages and Cycles". *Annales d'Économie et de Statistique*, 37/38: 53-74.
- MADDALA, G. S. and In-Moo KIM (1998). *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*. Cambridge University Press, Cambridge.
- MALINVAUD, Edmond (1982). "Wages and Unemployment". *The Economic Journal*, 92: 1-12, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. III, 241-252.
- MALINVAUD, Edmond (1995). "Some Thoughts on the Relevance of Macroeconomic Theories, and on the Role of Real Rigidities". *Annales d'Économie et de Statistique*, 37/38: 29-36.
- MANKIW, N. Gregory (1985). "Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly". *The Quarterly Journal of Economics*, 100: 529-537.
- MANKIW, N. Gregory (1986). "The Allocation of Credit and Financial Collapse". *The Quarterly Journal of Economics*, 101: 455-470, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol II: Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 277-291.
- MANKIW, N. Gregory (1988a). "Imperfect Competition and the Keynesian Cross". *Economics Letters*, 26: 7-14, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol I: Imperfect Competition and Sticky Prices*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 377-385.
- MANKIW, N. Gregory (1988b). "Recent Developments in Macroeconomics: A Very Quick Refresher Course". *Journal of Money, Credit and Banking*, 20 (3): 436-449.
- MANKIW, N. Gregory (1990). "A Quick Refresher Course in Macroeconomics". *Journal of Economic Literature*, 28: 1645-1660.
- MANKIW, N. Gregory (1991). 'Comment: "Markups and the Business Cycle". *NBER Macroeconomics Annual* 1991, 129-133.
- MANKIW, N. Gregory (1993). "Symposium on Keynesian Economics Today". *The Journal of Economic Perspectives*, 7 (1): 3-4.
- MANKIW, N. Gregory and David ROMER (1991). 'Introduction: *The New Keynesian Economics*. MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 1-26.

- MANKIW, N. Gregory and Lawrence SUMMERS (1986). "Money Demand and the Effects of Fiscal Policies". *Journal of Money, Credit and Banking*, 18 (4): 415- 429, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. III, 320-334.
- MANKIW, N. Gregory, Jeffrey A. MIRON and David N. WEIL (1987). "The Adjustment os Expectations to a Change in Regime: A Study of the Founding of the Federal Reserve". *The American Economic Review*, 77 (3): 358-374.
- MARINHEIRO, Carlos Fonseca (1998). "Pacto de Estabilidade e a Política Orçamental Portuguesa: A Aplicação de um Modelo VAR". *Notas Económicas*, 10: 181-199.
- MARQUES, Carlos Robalo (1990). "Produto Potencial, Desemprego e Inflação em Portugal - Um Estudo para o Período 1974-1989". *Documento de Trabalho* (nova série) nº 1, Gabinete de Estudos do Banco de Portugal.
- MARQUES, Carlos Robalo (1995). "Cointegration and the Output-Inflation Trade-Off: Empirical Evidence for Portugal". *Economia*, 19 (2): 55-72.
- MARQUES, Carlos Robalo and Susana BOTAS (1997). "Estimation of the NAIRU for the Portuguese Economy". *Estudos e Documentos de Trabalho/Working Papers* nº 6, Banco de Portugal.
- MARQUES, Carlos Robalo, Susana BOTAS and José A. Ferreira MACHADO (1996). "Paridade dos Poderes de Compra e Inflação em Portugal". *Boletim Económico*, Dezembro, 69-78.
- MCCALLUM, Bennett T. (1986). "On 'Real' and 'Sticky-Price' Theories of the Business Cycle". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 18 (4): 397-414.
- MCCALLUM, Bennett T. (1989). *Monetary Economics: Theory and Policy*. Macmillan Publishing Company, London.
- MCCALLUM, Bennett T. (1990). "Inflation: Theory and Evidence", in B. M. Friedman and F. H. Hans (Eds.), *Handbook of Monetary Economics*, Vol. II: 963-1012, in Michael Parkin (Ed.), *The Theory of Infation*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1994, 132-181.
- MCCALLUM, Bennett T. and Edward NELSON (1997). "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis". *NBER Working Paper* 5875.
- MCDONALD, Jan M. and Robert M. SOLOW (1981). "Wage Bargaining and Employment". *The American Economic Review*, 71 (5): 896-908.
- MIZEN, Paul and John R. PRESLEY (1998). "Keynes, Hicks, and the Cambridge School". *History of Political Economy*, 30 (1): 1-16.
- MODESTO, Leonor, M. L. MONTEIRO and J. S. NEVES (1992). "Some Aspects of the Portuguese Labour Market, 1977-1988: Neutrality, Hysteresis and the Wage Gap", in João F. Amaral, Diogo Lucena and António S. Mello (Ed.), *The Portuguese Economy Towards 1992*, 153-176.
- MONTAÑÉS, Antonio and Marcelo REYES (1998). "Effect of a Shift in the Trend Function on Dickey-Fuller Unit Root Tests". *Econometric Theory*, 14: 355-363.
- MONTGOMERY, James D. (1991). "Equilibrium Wage Dispersion and Interindustry Wage Differentials". *The Quaterly Journal of Economics*, 106: 163-179.
- MONTICELLI, Carlo and Oreste TRISTANI (1999). "What Does the Single Monetary Policy Do? A SVAR Benchmark for the European Central Bank". *Working Paper* nº 2, *European Central Bank*.

- MOSCONI, Rocco (1998). *MALCOLM (MAXimum LIkelihood COintegration Analysis of Linear Models): The Theory and Practice of Cointegration Analysis in RATS*. Greta Associati, Venezia.
- MURTEIRA, Bento J. F., Daniel A. MULLER and K. F. TURKMAN (1993). *Análise de Sucessões Cronológicas*. McGraw-Hill de Portugal, Lda., Portugal.
- MUTH, J. F. (1961). "Rational Expectations and the Theory of Price Movements". *Econometrica*, 29: 315-335.
- NELSON, Charles. R. and Charles I. PLOSSER (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series". *Journal of Monetary Economics*, 10: 139-162.
- NG, Serena and Timothy J. VOGELSANG (1997). "Analysis of Vector Autoregressions in the Presence of Shifts in Mean". *Boston College Working Paper in Economics* N° 379.
- NICKELL, Stephen (1997). "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America". *Journal of Economic Perspectives*, 11 (3): 55-74.
- NISHIMURA, Kiyohiko G. (1995). *Imperfect Competition, Differential Information, and Microfoundations of Macroeconomics*. Clarendon Press, Oxford University Press, Oxford.
- OBSTFELD, Maurice (1998). "Open-Economics Macroeconomics: Developments in Theory and Policy". *Scandinavian Journal of Economics*, 100 (1): 247-275.
- OBSTFELD, Maurice and Kenneth ROGOFF (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press, Cambridge.
- OCDE (1994). *The OECD Jobs Study*. OCDE, Paris.
- OKUN, Arthur M. (1975). "Inflation: Its Mechanics and Welfare Costs". *Brookings Papers on Economic Activity*, 2: 351-390, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol II: Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 337-375.
- OKUN, Arthur M. (1978). "Efficient Disinflationary Policies". *The American Economic Review*, 68 (2): 348-352.
- OSWALD, Andrew J. (1979). "Wage Determination in an Economy with many Trade Unions". *Oxford Economic Papers*, 31: 369-385, in Jean-Pascal Bénassy (Ed.), *Macroeconomics and Imperfect Competition*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 361-377.
- PARKIN, Michael (1986). "The Output-Inflation Trade-Off When Prices Are Costly to Change". *Journal of Political Economy*, 94: 200-224.
- PARKIN, Michael (1994). 'Introduction: *The Theory of Inflation*. Edward Elgar Publishing Company, Vermont, ix-xvi.
- PEIXE, Fernanda Paula Mora (1998). "A Procura de Moeda em Portugal Segundo a Abordagem de Johansen". *Estudos de Economia*, 18 (4): 407-422.
- PEREIRA, João (1998). "Hysteresis na Taxa de Desemprego em Portugal". *Estudos de Economia*, 18 (3): 329-350.
- PERRON, Pierre (1988). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 297-332.
- PERRON, Pierre (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis". *Econometrica*, 57 (6): 1361-1401.

- PERRON, Pierre (1990). "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean". *Journal of Business & Economic Statistics*, 8 (2): 153-162.
- PERRON, Pierre (1994). "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series", in B. Bhaskara Rao (Ed.), *Cointegration for the Applied Economist*, MacMillan Press, Basingstoke, 113-146.
- PERRON, Pierre (1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables". *Journal of Econometrics*, 80: 355-385.
- PERRON, Pierre and Peter C. B. PHILLIPS (1987). "Does GNP Have a Unit Root?". *Economics Letters*, 23: 139-145.
- PERRON, Pierre and Timothy J. VOGELSANG (1992a). "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (4): 467-470.
- PERRON, Pierre and Timothy J. VOGELSANG (1992b). "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity". *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3): 301-320.
- PESARAN, M. Hashem and R. P. SMITH (1998). "Structural Analysis of Cointegrating VARs". *Journal of Economic Surveys*, 12: 471-506.
- PESARAN, M. Hashem, Yongcheol SHIN and Richard J. SMITH (1997). "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables". *University of Cambridge DAE Working Paper N° 9706*.
- PHELPS, Edmund S. (1967). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time". *Economica*, 34: 254-281.
- PHELPS, Edmund S. (1968a). "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time: Reply". *Economica*, 35: 288-296.
- PHELPS, Edmund S. (1968b). "Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium". *Journal of Political Economy*, 76: 678-711.
- PHELPS, Edmund S. (1969). "The New Microeconomics in Inflation and Employment Theory". *The American Economic Review*, 59 (2): 147-160.
- PHELPS, Edmund S. (1991). 'Introduction: *Recent Developments in Macroeconomics*. Edward Elgar Publishing Company, Vermont, Vol. I: xi-xxiii.
- PHELPS, Edmund S. (n.d.). "Testing Keynesian Unemployment Theory Against Structuralist Theory. Global Evidence of the Past Two Decades", in *Macroeconomic Aspects of Unemployment*, 21-41, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. III, 411-431.
- PHELPS, Edmund S. and Gylfi ZOEGA (1997). "Comparative Aspects of Portuguese Unemployment". Comunicação apresentada na conferência "The Portuguese Labour Market in International Perspective", 18-19 Julho de 1997, organizada por Banco de Portugal/FLAD/FEUNL.
- PHELPS, Edmund S. and John B. TAYLOR (1977). "Stabilizing Powers of Monetary Policy Under Rational Expectations". *Journal of Political Economy*, 85 (1): 169-190, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. II, 179-206.
- PHILLIPS, A. W. (1958). "The Relations Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wages in the United Kingdom, 1861-1957". *Economica, New Series*, 25: 283-299.

- PHILLIPS, Peter C. B. (1987). "Time Series Regression With a Unit Root". *Econometrica*, 55 (2): 277-301.
- PHILLIPS, Peter C. B. (1991). "Optimal Inference in Cointegrated Systems". *Econometrica*, 59 (2): 283-306.
- PHILLIPS, Peter C. B. (1998). "Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in NonStationary VARs". *Journal of Econometrics*, 83: 21-56.
- PHILLIPS, Peter C. B. and Pierre PERRON (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biomètrika*, 75 (2): 335-346.
- PHILLIPS, Peter C. B. and S. OULIARIS (1990). "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration". *Econometrica*, 58 (1): 165-193.
- PHILLIPS, Peter C. B. and Zhijie XIAO (1998). "A Primer on Unit Root Testing". *Journal of Economic Surveys*, 12 (5): 423-470.
- PINHEIRO, M. (coord.) [et al.] (1997). *Séries Longas para a Economia Portuguesa, Vol. I e II*. Banco de Portugal.
- PLOSSER, Charles I. (1990). "Money and Business Cycles: A Real Business Cycle Interpretation". *Journal of Monetary Economics*, 1-40, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. III, 148-189.
- PORTUGAL, Pedro (1999). "Volatilidade do Emprego, Protecção ao Emprego e Desemprego". *Boletim Económico do Banco de Portugal*: 51-63.
- PORTUGAL, Pedro and John T. ADDISON (1997). "Unemployment Insurance and Joblessness: A Discrete Duration Model with Multiple Destinations". Comunicação apresentada na conferência "The Portuguese Labour Market in International Perspective", 18-19 Julho de 1997, organizada por Banco de Portugal/FLAD/FEUNL.
- PORTUGAL, Pedro e Mónica DIAS (1997). "Mobilidade e Desemprego no Mercado de Trabalho". *Boletim Económico*, 3 (3).
- PRESCOTT, Edward C. (1986). "Theory Ahead of Business - Cycle Measurement". *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quaterly Review*, 10 (4).
- QUAH, Danny (1988). "Comment: "Sources of Business Cycle Fluctuations". *NBER Macroeconomics Annual 1988*, 151-155.
- QUAH, Danny (1992). "The Relative Importance of Permanent and Transitory Components: Identification and Some Theoretical Bounds". *Econometrica*, 60 (1): 107-118.
- QUINTOS, Carmela E. (1998). "Analysis of Cointegration Vectors Using the GMM Approach". *Journal of Econometrics*, 85: 155-188.
- RACETTE, Daniel, Jacques RAINAUD and Christian SIGOUIN (1994). "An Up-to-Date and Improved BVAR Model of the Canadian Economy". *Bank of Canada Working Paper N° 4*.
- RAMOS, Pedro Nogueira (1996). "Os Mecanismos de Transmissão Monetária: Uma Análise Exploratória com Base em Dados Espaciais". *Notas Económicas*, 50-65.
- RIBEIRO, Ana Paula (1998). "Flexibilidade dos Mercados de Trabalho na União Europeia". *Notas Económicas*, 10: 239-260.
- ROMER, David (1993a). "Openness and Inflation: Theory and Evidence". *The Quaterly Journal of Economics*, 108: 869-903.

- ROMER, David (1993b). "The New Keynesian Synthesis". *The Journal of Economic Perspectives*, 7 (1): 5-22.
- ROMER, David (1998). "A New Assessment of Openness and Inflation: Reply". *The Quarterly Journal of Economics*, 113: 648 -652.
- ROMER, David (2000). *Advanced Macroeconomics*. McGraw-Hill, New York, 2nd. Edition.
- ROSEN, Sherwin (1994). 'Introduction: *Implicit Contract Theory*. Edward Elgar Publishing Company, Vermont, xi-xvi.
- ROTEMBERG, Julio J. (1983). "Aggregate Consequences of Fixed Costs of Price Adjustment". *The American Economic Review*, 73: 433-436, in Jean-Pascal Bénassy (Ed.), *Macroeconomics and Imperfect Competition*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 239-242.
- ROTEMBERG, Julio J. (1987). "The New Keynesian Microfoundations". *NBER Macroeconomics Annual*, 69-104.
- ROTEMBERG, Júlio J. and Garth SALONER (1986). "A Supergame - Theoretic Model of Price War During Booms". *The American Economic Review*, 76: 390-407.
- ROTEMBERG, Julio J. and Garth SALONER (1989). "The Cyclical Behavior of Strategic Inventories". *The Quarterly Journal of Economics*, 104: 73-97.
- ROTEMBERG, Julio J. and Lawrence H. SUMMERS (1990). "Inflexible Prices and Procyclical Productivity". *The Quarterly Journal of Economics*, 105: 851-874.
- ROTEMBERG, Julio J. and Michael WOODFORD (1991). "Markups and the Business Cycle". *NBER Macroeconomics Annual 1991*, 63-129.
- ROTEMBERG, Julio J. and Michael WOODFORD (1992). "Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity". *Journal of Political Economy*, 100 (6): 1153-1207, in Finn E. Kydland (Ed.), *Business Cycle Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 418-472.
- ROTEMBERG, Julio J. and Michael WOODFORD (1997). "An Optimizing-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy". *NBER Macroeconomic Annual 1997*, 297--346.
- ROTEMBERG, Julio J. and Michael WOODFORD (1999). "The Cyclical Behavior of Prices and Costs". *NBER 6909*.
- RUDEBUSCH, Glenn D. (1998a). "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?". *International Economic Review*, 39 (4): 907-931.
- RUDEBUSCH, Glenn D. (1998b). "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense? A Reply to Christopher A. Sims". *International Economic Review*, 39 (4): 943-948.
- RUHL, Christof and David LAIDLER (1998). "Perspectives on Modern Macroeconomic Theory and its History: An Interview with David Laidler". *Review of Political Economy*, 10 (1): 27-56.
- SAINT-PAUL, Gilles (1995). "Efficiency Wage, Commitment and Hysteresis". *Annales d'Économie et de Statistique*, 37/38: 39-53.
- SARGENT, Bennett T. (1987). *Macroeconomic Theory*. 2nd Edition, Academic Press Inc., San Diego.
- SARGENT, Thomas J. and Neil WALLACE (1976). "Rational Expectations and the Theory of Economic Policy". *Journal of Monetary Economics*, 2: 169-183.
- SCHMIDT, Peter and Peter C. B. PHILLIPS (1992). "LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3): 257-288.

- SEO, Byeongseon (1998). "Tests for Structural Change in Cointegrated Systems". *Econometric Theory*, 14: 222-259.
- SHAPIRO, Carl and Joseph E. STIGLITZ (1984). "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device". *The American Economic Review*, 74: 433-444, in Jean-Pascal Bénassy (Ed.), *Macroeconomics and Imperfect Competition*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 453-464.
- SHAPIRO, Matthew D. and Mark W. WATSON (1988). "Sources of Business Cycle Fluctuations". *NBER Macroeconomics Annual 1988*, 111-148.
- SHESHINSKI, Eytan and Yoram WEISS (1977). "Inflation and Costs of Price Adjustment". *The Review of Economic Studies*, 44: 287-303.
- SHESHINSKI, Eytan and Yoram WEISS (1983). "Optimum Pricing Policy under Stochastic Inflation". *The Review of Economic Studies*, 50: 513-529.
- SHESHINSKI, Eytan and Yoram WEISS (1992). "Staggered and Synchronized Price Policies Under Inflation: The Multiproduct Monopoly Case". *Review of Economic Studies*, 59: 331-359.
- SHLEIFER, Andrei (1986). "Implementation Cycles". *Journal of Political Economy*, 94 (6): 1163-1190, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol II: Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 47-76.
- SILVESTRE, Joaquim (1993). "The Market-Power Foundations of Macroeconomic Policy". *Journal of Economic Literature*, 31: 105-141.
- SILVESTRE, Joaquim (1995). "Market Power in Macroeconomic Models: New Developments". *Annales d'Économie et de Statistique*, 37/38: 319-356.
- SIMS, Christopher A. (1980). "Macroeconomics and Reality". *Econometrica*, 48 (1): 1-48.
- SIMS, Christopher A. (1986). "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?". *Quarterly Review - Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 3-16.
- SIMS, Christopher A. (1988). 'Comments and Discussion: "The New Keynesian Economics and the Output - Inflation Trade-Off"'. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 75-79.
- SIMS, Christopher A. (1992). "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy". *European Economic Review*, 36: 975-1000.
- SIMS, Christopher A. (1997). "Stickiness". *Carnegie-Rochester Conference 11/21-22/97*.
- SIMS, Christopher A. (1998). 'Comment: "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?"'. *International Economic Review*, 39 (4): 933-941.
- SIMS, Christopher A., James H. STOCK and Mark W. WATSON (1990). "Inference in Linear Time Series Models With Some Unit Roots". *Econometrica*, 58 (1): 113-144.
- SMITH II, Harlan M. (1997). "Introducing Students to the Competing Schools of Thought in Intermediate Macroeconomics". *Journal of Economic Education*, 206-221.
- SMITH, Jeremy and Chris MURPHY (1994). "Macroeconomic Fluctuations in the Australian Economy". *The Economic Record*, 70 (209): 133-148.
- SNOWDON, Brian and Howard VANE (1995). "New-Keynesian Economics Today: The Empire Strikes Back". *The American Economist*, 39 (1): 48-65.

- SOLOW, Robert M. (1957). "Technical Change and the Aggregate Production Function". *Review of Economics and Statistics*, 39 (3): 312-320, in Finn E. Kydland (Ed.), *Business Cycle Theory*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 38-46.
- SOLOW, Robert M. (1997). "Is There a Core of Usable Macroeconomics We Should All Believe In?". *AEA Papers and Proceedings*, 87 (2): 230-232.
- SOUSA, João (1996). "Uma Função Procura de Moeda para Portugal". *Boletim Económico*, Banco de Portugal, 73-84.
- SPENCER, David E. (1998). "The Relative Stickiness of Wages and Prices". *Economic Inquiry*, 36: 120-137.
- ST. AUBYN, Miguel (1997). "Desemprego", in Conselho Económico Social (Ed.), *Problemas Actuais da Política Económica Portuguesa: Crescimento, Desemprego, Participação na União Económica e Monetária*, Série "Estudos e Documentos", Lisboa, 55-96.
- ST-AMANT, Pierre (1996). "Decomposing U. S. Nominal Interest Rates into Expected Inflation and Ex Ante Real Interest Rates Using Structural VAR Methodology". *Bank of Canada Working Paper N° 2*.
- STARTZ, Richard (1989). "Monopolistic Competition as a Foundation for Keynesian Macroeconomic Models". *The Quarterly Journal of Economics*, 104: 737-752.
- STIGLER, George J. and James K. KINDAHL (1970). *The Behavior of Industrial Prices*. Columbia. University Press.
- STIGLITZ, Joseph E. (1984). "Recent Developments in the Theory of Industrial Organization: Some Macroeconomic Implications". *The American Economic Review*, 74 (2): 350-355.
- STIGLITZ, Joseph E. and Andrew WEISS (1981). "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information". *The American Economic Review*, 71: 393-410, in N. Gregory Mankiw and David Romer (Eds.), *The New Keynesian Economics, Vol II: Coordination Failures and Real Rigidities*, MIT Press, Cambridge, 1991, 5th edition, 247-276.
- STOCK, James H. (1987). "Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors". *Econometrica*, 55 (5): 1035-1056.
- STOCK, James H. and Mark W. WATSON (1988a). "Variable Trends in Economic Time Series". *Journal of Economic Perspectives*, 2 (3): 147-174, in Engle e Granger (Eds.), *Long-Run Economic Relationships - Readings in Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1991, 17-49.
- STOCK, James H. and Mark W. WATSON (1988b). "Testing for Common Trends". *Journal of the American Statistical Association*, 83: 1097-1107.
- STOCK, James H. and Mark W. WATSON (1993). "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems". *Econometrica*, 61 (4): 783-820.
- STOCK, James H. and Mark W. WATSON (1998). "Business Cycle Fluctuations in U. S. Macroeconomics Time Series". *NBER 6528*.
- SUMMERS, Lawrence H. (1986). "Some Skeptical Observations on Real Business Cycle Theory". *Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 10 (4).
- SWEEZY, Paul M. (1939). "Demand Under Conditions of Oligopoly". *Journal of Political Economy*, 47: 568-57, in Jean-Pascal Bénassy (Ed.), *Macroeconomics and Imperfect Competition*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1995, 215-26.

- TAYLOR, John B. (1979). "Staggered Wage Setting in a Macro Model". *The American Economic Review*, 69 (2): 108-113, in Edmund S. Phelps (Ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, Edward Elgar Publishing Company, Vermont, 1991, Vol. II, 207-212.
- TAYLOR, John B. (1986). "Improvements in Macroeconomic Stability: The Role of Wages and Prices", in Robert Gordon (Ed.), *The American Business Cycle*, University of Chicago Press, Chicado, 639-677.
- TAYLOR, John B. (1997). "A Core of Practical Macroeconomics". *AEA Papers and Proceedings*, 87 (2): 233-235.
- TAYLOR, John B. (1998). "Staggered Price and Wage Setting in Macroeconomics". *NBER N° 6754*.
- TEIXEIRA, Paulino (1998). "Contratos a Prazo, Emprego Permanente e Output: Uma Relação de Longo Prazo?". *Estudos de Economia*, 18 (2): 211-228.
- TERRA, Cristina T. (1998). "Openness and Inflation: A New Assessment". *The Quaterly Journal of Economics*, 113: 641-648.
- THOMA, Mark A. (1994). "Subsample Instability and asymmetries in Money-Income Causality". *Journal of Econometrics*, 64: 279-306.
- THOMAS, Alun (1997). "Is the Exchange Rate a Shock Absorber? The Case of Sweden". *IMF Working Paper N° 176*.
- THORTEN, Daniel L. and Dallas S. BATTEN (1985). "Lag-Length Selection and Tests of Granger Causality Between Money and Income". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 17 (2): 164-178.
- TOBIN, James (1993). "Price Flexibility and Output Stability: An Old Keynesian View". *The Journal of Economic Perspectives*, 7 (1): 47-65.
- TOBIN, James (1996). *Full Employment and Growth*. Edward Elgar Publishing Company, Vermont.
- TODA, Hiro Y. and P. C. B. PHILLIPS (1993a). "Vector Autoregressions and Causality". *Econometrica*, 61 (6): 1367-1393.
- TODA, Hiro Y. and Peter C. B. PHILLIPS (1993b). "The Spurious Effect of Unit Roots on Vector Autoregressions: An Analytical Study". *Journal of Econometrics*, 59: 229-255.
- TOPEL, Robert (1991). "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority". *Journal of Political Economy*, 99 (1): 145-176.
- VANE, Howard and John L. THOMPSON (1992). *Current Controversies in Macroeconomics*. Edward Elgar Publishing Company, Vermont.
- VIEIRA, José A Cabral, Joop HARTOG and Pedro Telhado PEREIRA (1997). "Inter-Industry Wage Dispersion: Evidence from Portugal and other OECD and/or EU Countries". Comunicação apresentada na conferência "The Portuguese Labour Market in International Perspective", 18-19 Julho de 1997, organizada por Banco de Portugal/FLAD/FEUNL.
- VIÑALS, José and Juan F. JIMENO (1996). "Monetary Union and European Unemployment". *CEPR Discussion Paper N° 1485*.
- WALLACE, Neil (1997). "Short-Run and Long-Run Effects of Changes in Money in a Random-Matching Model". *Journal of Political Economy*, 105 (16): 1293-1307.
- WARNER, Elisabeth J. and Robert B. BARSKY (1995). "The Timing and Magnitude of Retail Store Markdowns: Evidence from Weekends and Holidays". *The Quaterly Journal of Economics*, 110: 321-352.

- WATSON, Mark W. (1994). "Vector Autoregressions and Cointegration". *Handbook of Econometrics*, 4: 2844-2915.
- WEISE, Charles L. (1997). "Sources of High Unemployment in OECD Countries". Comunicação apresentada na conferência "The Portuguese Labour Market in International Perspective", 18-19 Julho de 1997, organizada por Banco de Portugal/FLAD/FEUNL.
- WEITZMAN, Martin L. (1989). "A Theory of Wage Dispersion and Job Market Segmentation". *The Quarterly Journal of Economics*, 104: 121-137.
- WOJICK, Paul and Mark PERNECKY (1994). "The Impossibility of Involuntary Unemployment in New Keynesian Efficiency Wage Models". *Eastern Economic Journal*, 20 (3): 291-300.
- WRIGHT, Randall (1995). 'Comment: "Information, Sticky Prices and Macroeconomic Foundations". *Review - Federal Reserve Bank of St. Louis*, 77 (3).
- YANG, Minxian (1998). "On Identifying Permanent and Transitory Shocks in VAR Models". *Economic Letters*, 58 : 171-175.
- YELLEN, Janet L. (1984). "Efficiency Wage Models of Unemployment". *The American Economic Review*, 74 (2): 200-205.

ANEXOS

ANEXO I

(Anexo ao Capítulo 4)

I.1. DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

Quadro I.1
Estatísticas sumárias das séries originais

Séries	Período	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
1. PIB	1954-98	6061,05	3385,91	1614,37	12386,97
Despesa Real					
2. CP	1954-98	4003,74	2303,79	1119,67	8561,83
3. G	1954-98	841,17	575,07	171,49	1910,16
4. INVEST	1954-98	1735,80	1144,57	307,65	4644,37
5. E	1954-98	1396,10	1305,32	159,73	4865,75
6. IMP	1954-98	2067,51	2005,81	191,85	7838,07
Mercado de Trabalho					
7. EMP	1954-98	3765,07	388,62	3121,50	4526,00
8. DES	1954-98	210,24	117,59	55,10	426,60
9. TD	1954-98	0,05	0,02	0,01	0,10
Agregados Monetários					
10. L	1954-98	2995,62	4355,47	31,77	14423,90
11. M2	1954-98	2910,43	4278,29	31,77	14401,30
12. M1	1954-98	1073,01	1540,45	27,62	5757,40
13. LDC	1954-98	4380,02	2806,01	731,68	9885,85
14. M2DC	1954-98	4285,83	2723,09	731,68	9870,36
15. M1DC	1954-98	1882,49	806,35	636,05	3936,00
16. LDPIB	1954-98	4453,69	2666,01	819,70	9161,50
17. M2DPIB	1954-98	4358,90	2581,00	819,70	9147,14
18. M1DPIB	1954-98	1932,59	741,21	712,56	3656,88
Preços e Salários					
19. DCP	1954-98	0,41	0,49	0,04	1,46
20. DPIB	1954-98	0,41	0,51	0,04	1,57
21. SN	1954-98	0,45	0,62	0,01	1,91
22. SDC	1954-98	0,75	0,37	0,23	1,35
23. SDPIB	1954-98	0,77	0,35	0,26	1,27
24. VARDCP	1955-98	0,09	0,08	-0,02	0,26
25. VARDPIB	1955-98	0,09	0,08	-0,01	0,25

PIB	PIBpm, a preços constantes de 1990, milhões de contos.
CP	Consumo privado, a preços constantes de 1990, milhões de contos.
G	Consumo público, a preços constantes de 1990, milhões de contos.
INVEST	Investimento bruto, a preços constantes de 1990, milhões de contos.
E	Exportações de bens e serviços, a preços constantes de 1990, milhões de contos.
IMP	Importações de bens e serviços, a preços constantes de 1990, milhões de contos.
EMP	Volume de emprego total, milhares de indivíduos.
DES	Volume de desemprego total, milhares de indivíduos.

TD	Taxa de desemprego.
L	Agregado monetário L^- (M4H), correspondente aos activos líquidos na posse do sector residente não financeiro no final de cada ano, a preços correntes, milhões de contos.
M2	Agregado monetário $M2^-$ (M3H), correspondente à moeda definida em sentido lato, em Dezembro, a preços correntes, milhões de contos.
M1	Agregado monetário $M1^-$, correspondente aos meios imediatos de pagamento, em Dezembro, a preços correntes, milhões de contos.
LDC	Agregado monetário L^- , deflacionado pelo deflactor do consumo privado, preços constantes de 1990, milhões de contos.
M2DC	Agregado monetário $M2^-$, deflacionado pelo deflactor do consumo privado, preços constantes de 1990, milhões de contos.
M1DC	Agregado monetário $M1^-$, deflacionado pelo deflactor do consumo privado, preços constantes de 1990, milhões de contos.
LDPIB	Agregado monetário L^- , deflacionado pelo deflactor do PIBpm, preços constantes de 1990, milhões de contos.
M2DPIB	Agregado monetário $M2^-$, deflacionado pelo deflactor do PIBpm, preços constantes de 1990, milhões de contos.
M1DPIB	Agregado monetário $M1^-$, deflacionado pelo deflactor do PIBpm, preços constantes de 1990, milhões de contos.
DCP	Deflactor do consumo privado, obtido pelo rácio entre o consumo privado a preços correntes e a preços constantes de 1990.
DPIB	Deflactor do PIBpm, relativo ao rácio entre o PIBpm a preços correntes e a preços constantes de 1990.
SN	Salário nominal médio, correspondente ao rácio entre as remunerações recebidas pelas famílias residentes (incluindo contribuições para a Segurança Social) e o número de trabalhadores, milhares de contos por indivíduo empregado.
SDC	Salário unitário deflacionado pelo deflactor do consumo privado, a preços constantes de 1990, milhares de contos por indivíduo empregado.
SDPIB	Salário unitário deflacionado pelo deflactor do PIBpm, a preços constantes de 1990, milhares de contos por indivíduo empregado.
VARDCP	Taxa de inflação, medida pela taxa de variação do deflactor do consumo privado.
VARDPIB	Taxa de inflação, medida pela taxa de variação do deflactor do PIBpm.

I.2. FONTES ESTATÍSTICAS

A recente divulgação das “Séries Longas para a Economia Portuguesa”, do Banco de Portugal, em PINHEIRO *et al.* (1997), proporcionou informação sobre a evolução anual das principais variáveis macroeconómicas para quatro décadas (1953-1993), a preços correntes e a preços do ano anterior. A construção das séries estatísticas para várias vertentes, entre as quais “Monetária e Financeira”, “População, Emprego e Desemprego” e “Produção, Despesa e Rendimento”, de forma a “absorver” as principais quebras estatísticas ocorridas até 1993, constituiu, assim, a base fundamental para a caracterização efectuada do comportamento do ciclo económico português na 2ª metade do século XX. O cuidado colocado ao nível da coerência das séries fez com que nos fosse possível identificar com maior precisão e confiança os principais factos empíricos das flutuações macroeconómicas no período citado.

Tomamos 1954 como o 1º ano da amostra. Recuar era impossível pelos graves problemas existentes na qualidade e disponibilidade dos dados.

Para o período 1954-1993 construímos o deflactor das várias componentes da despesa através do rácio entre a respectiva variável a preços correntes e a preços constantes de um ano base, o qual fixamos em 1990 para todas as séries expressas em termos reais. No caso das variáveis monetárias e do salário unitário real foram usados os deflactores do consumo privado e do PIBpm, para transformação destas em agregados a preços constantes.

O alargamento da amostra ao período 1994-1998, foi efectuado com recurso à informação contida nos relatórios anuais do Conselho de Administração do Banco de Portugal, especificamente a relativa às taxas de crescimento real para as componentes da despesa e aos valores correntes para as variáveis de interesse na análise, excepto para as séries monetárias – L, M2 e M1 – cujos dados foram extraídos da publicação “Boletim Estatístico” do Banco de Portugal, da rubrica “Síntese Monetária”, valores em Dezembro de cada ano.

Note-se que os números de 1995 a 1998 são uns provisórios e outros estimativas do Banco de Portugal.

É de salientar algumas notas a propósito das séries emprego, desemprego e taxa de desemprego.

A construção das referidas séries não está isenta de problemas, o que se prende, sem dúvida, com a escassez de estatísticas e com as alterações conceptuais ocorridas ao longo do período de análise, o que, evidentemente, trouxe alguns custos em termos da homogeneização das séries no intervalo 1954-1998.

Tal dificuldade inerente à elaboração das séries enunciadas está bem patente no que é proferido na introdução às “Séries Longas para a Economia Portuguesa”, página 9, “Os trabalhos para elaborar as estimativas da vertente “População, Emprego e Desemprego” revelaram-se bastante difíceis devido a questões relativas à disponibilidade e qualidade da informação de base”, acrescentando mais adiante que “As estimativas anuais de desemprego para o período anterior a 1974 são necessariamente grosseiras, dada a inexistência de qualquer informação anual inter-censitária para esta variável”. De referir, ainda, que os dados para o desemprego, apenas foram disponibilizados numa base anual a partir de 1953 e as estatísticas trimestrais a partir do 2º trimestre de 1983.

As alterações metodológicas do “Inquérito ao Emprego” do INE ocorreram em 1992 e em 1998, introduzindo quebras nas séries nessas datas, o que se traduziu numa diminuição das taxas de desemprego em relação aos anos anteriores. Assim, devido a essas alterações, há que encarar com particular cuidado as estatísticas relativas ao emprego, desemprego e taxa de desemprego, não directamente comparáveis com os seus valores em anos anteriores àquelas datas.

Em particular foram modificados os procedimentos relativos à amostra e revistas as definições de emprego, desemprego e actividade. Assim, as séries por nós usadas consideraram entre 1954 e 1993 as estatísticas constantes das “Séries Longas para a Economia Portuguesa”, onde se tomavam os valores do desemprego e da taxa de

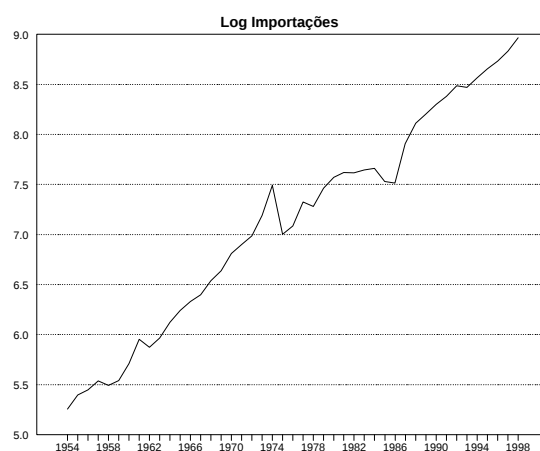
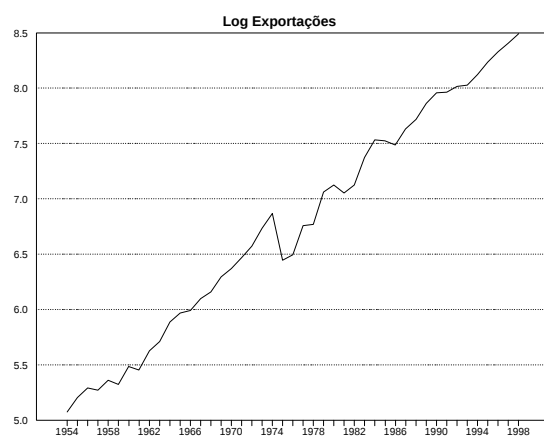
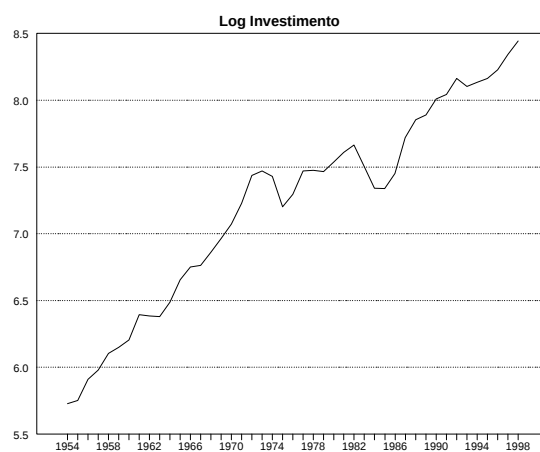
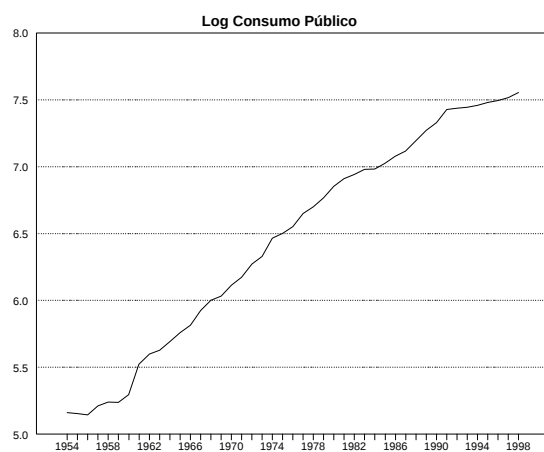
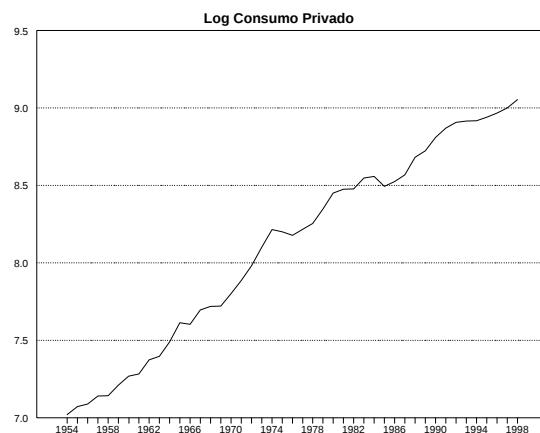
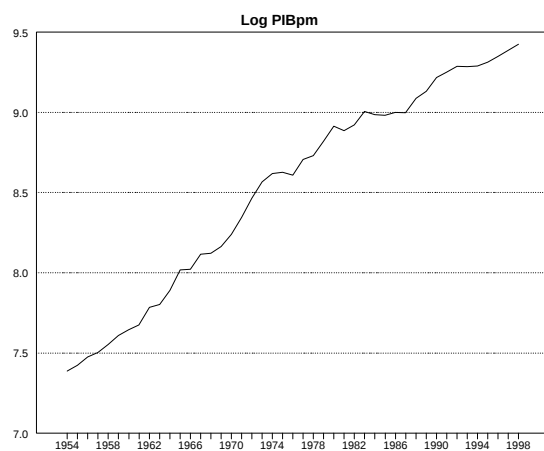
desemprego em sentido lato, ou seja, todos os indivíduos com idade mínima para fazer parte da população activa, que no período de referência não tinham trabalho, remunerado ou não, e se encontravam disponíveis para trabalhar, com ou sem remuneração.

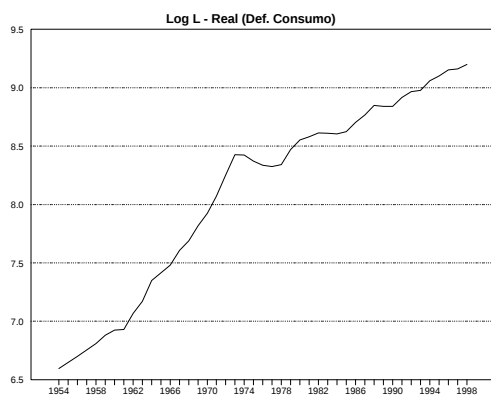
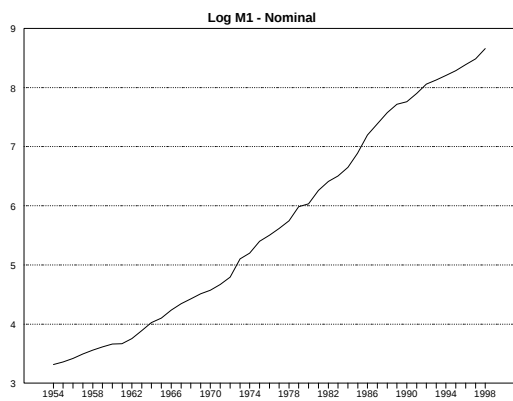
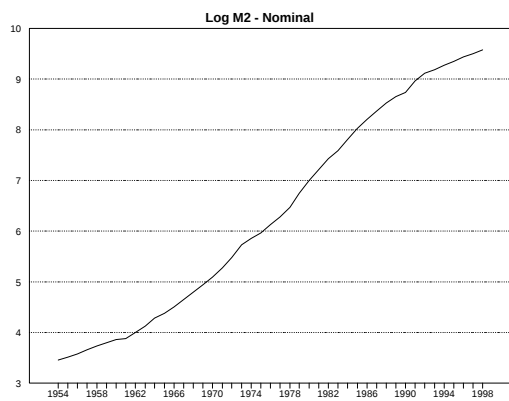
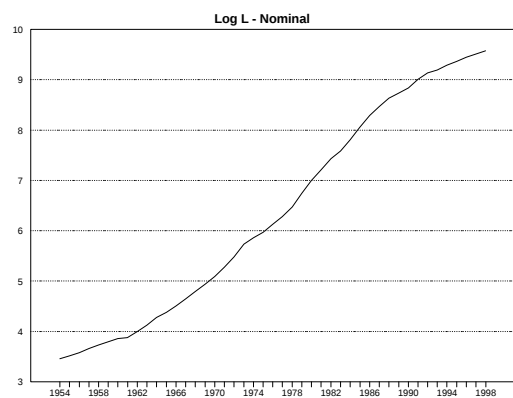
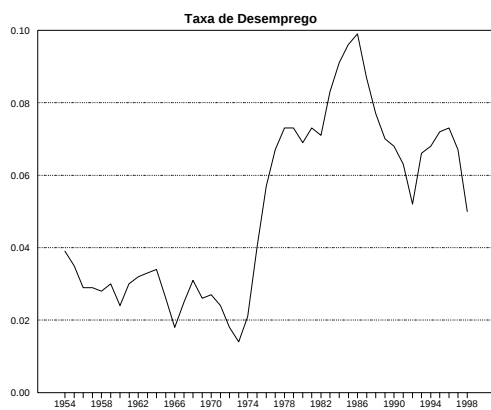
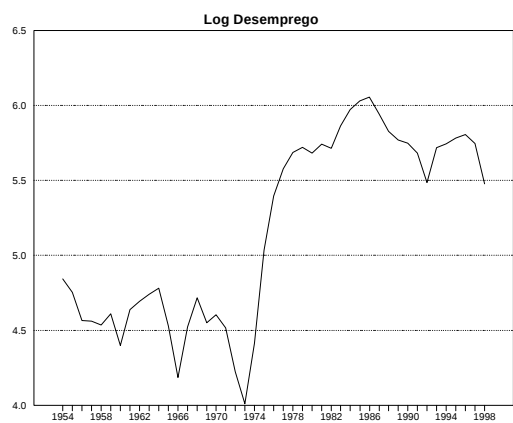
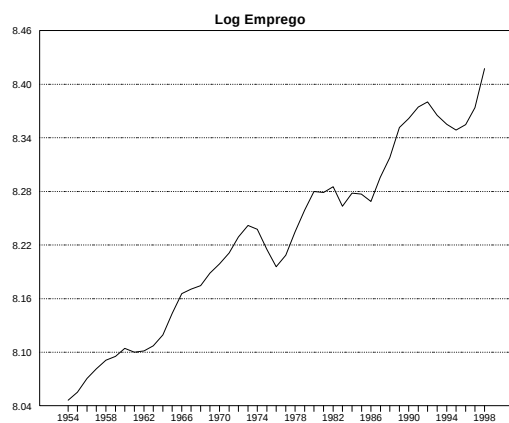
Com a alteração introduzida em 1992, a taxa de desemprego passou a partir de então apenas a ser divulgada em sentido restrito, limitando o conceito acima pois, além das condições nele especificadas, implica que tenha havido uma procura efectiva de emprego.

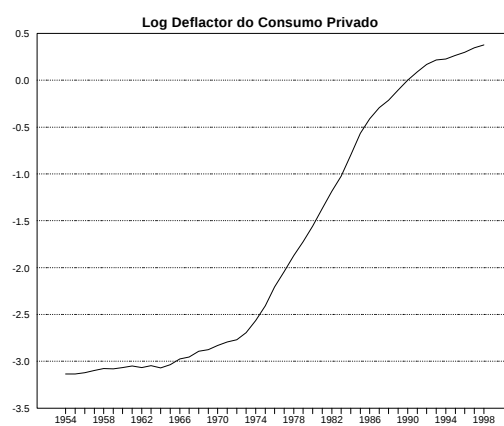
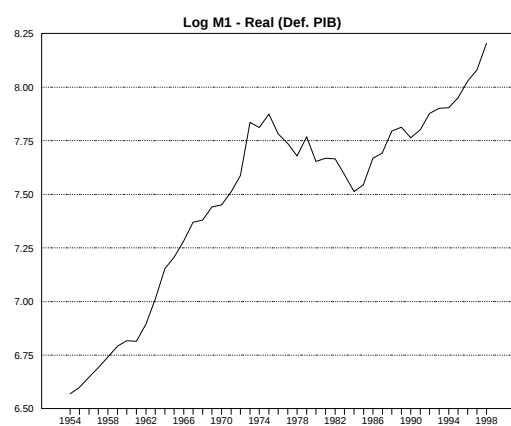
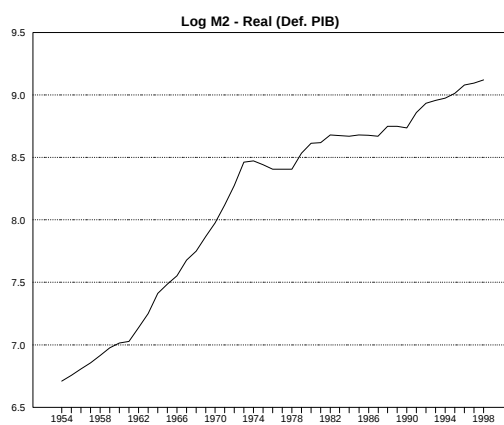
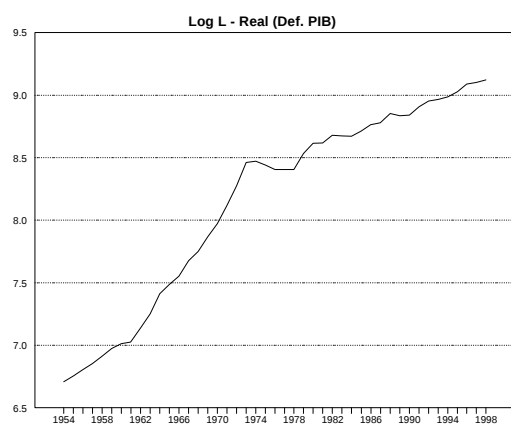
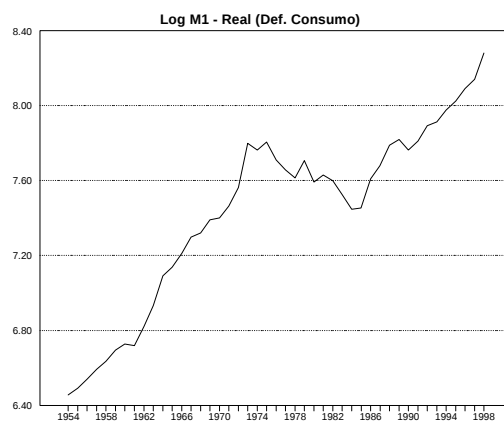
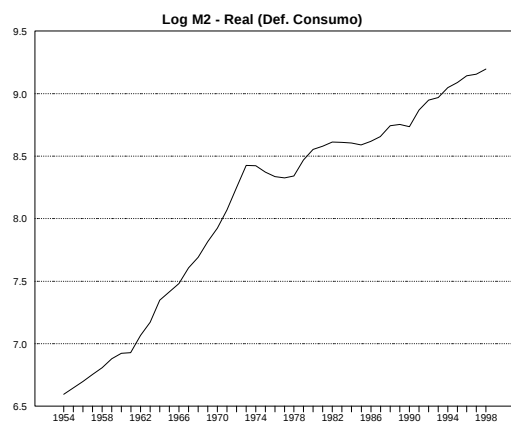
De registar ainda as mudanças ocorridas em relação à idade mínima de actividade e do tempo considerado para procura de um trabalho. Assim, quanto ao primeiro aspecto, em 1992 a idade mínima passou de 12 para 14 anos e em 1998 para 15 anos. Por outro lado, a alteração do “Inquérito ao emprego” em 1998, efectuada para melhor corresponder ao figurino sugerido pelo Eurostat, conduziu a uma definição mais estrita de indivíduo desempregado do que a usada a partir de 1992 até 1998, na medida em que a pergunta sobre a procura de emprego foi alterada. No anterior inquérito a questão era “Procurou emprego nos últimos 30 dias?”, passando a ser no novo inquérito de 1998 para “Procurou activamente emprego/trabalho na semana de ... a ..., ou nas três semanas anteriores, mesmo que seja a tempo parcial, ocasional, ou para se estabelecer por conta própria?”. As diferenças também se traduziram no que respeita à caracterização do *stock* de desempregados, nomeadamente em termos de duração do desemprego (vejam-se, a este propósito, as publicações do Banco de Portugal, “Boletim Económico” de Setembro de 1998 e o “Relatório do Conselho de Administração” do ano de 1998).

As implicações mais importantes desta alteração metodológica de 1998, foram que a utilização de relações de Okun, que no passado tinham mostrado um considerável poder explicativo da taxa de desemprego, apontarem para uma redução em 1999 da taxa de desemprego devido a factores de natureza cíclica de cerca de 0,8 pontos percentuais (“Boletim Económico”, Março de 1999), e uma quebra na série temporal da taxa de desemprego entre 1997 e 1998 de magnitude estimada de 0,9 a 1 p.p. (“Boletim Económico”, Junho de 1999).

I.3. GRÁFICOS DAS SÉRIES







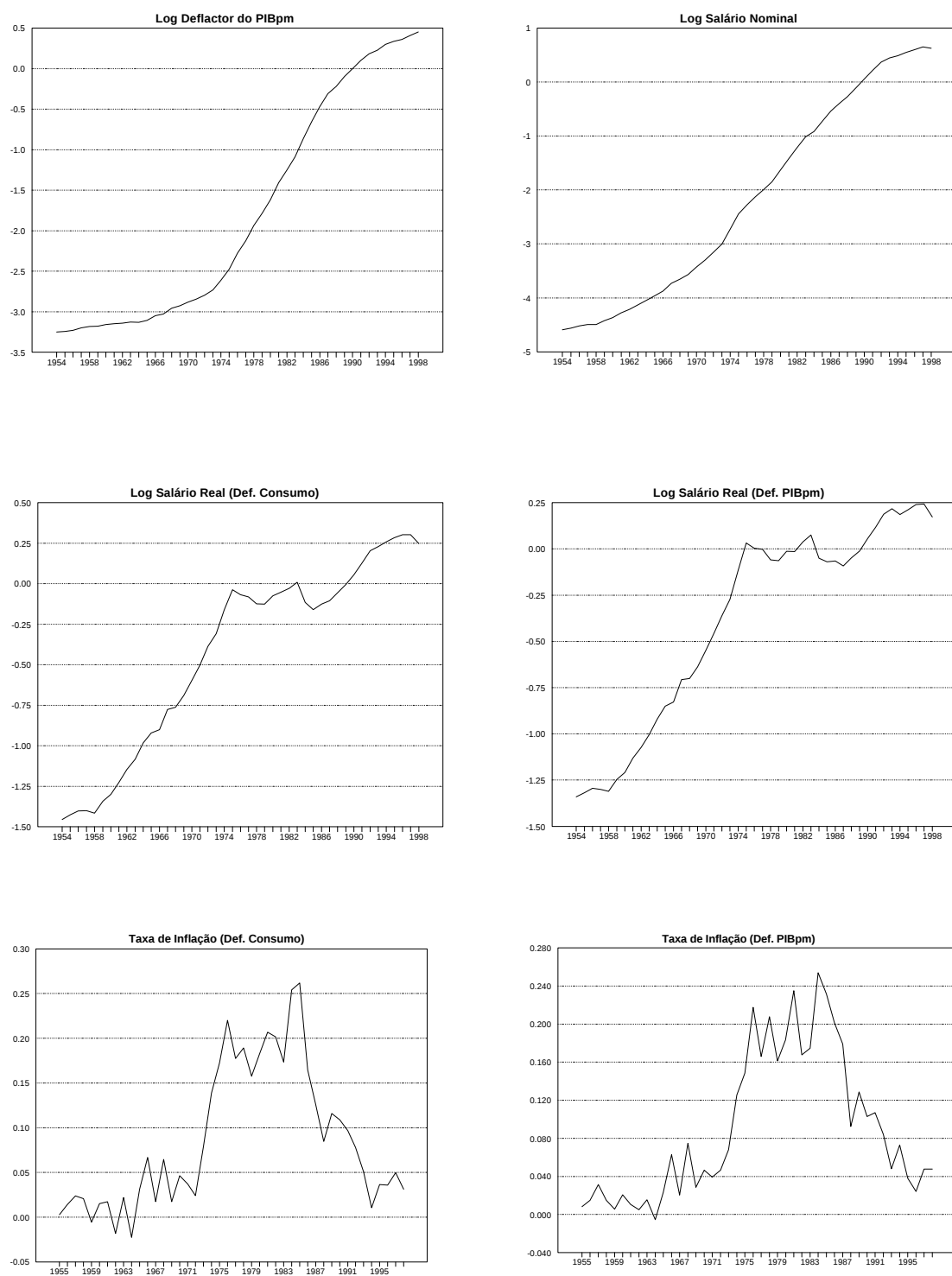
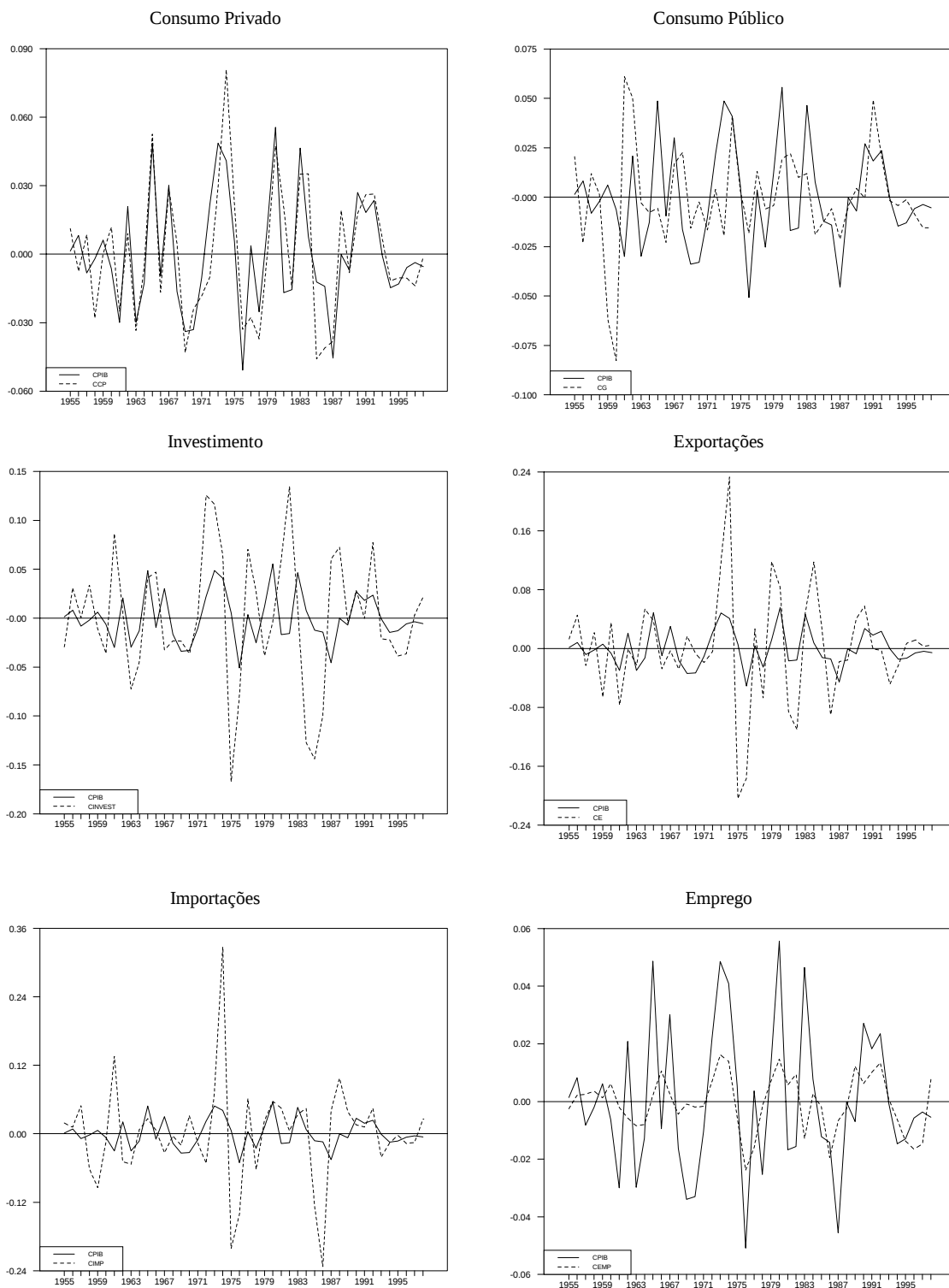


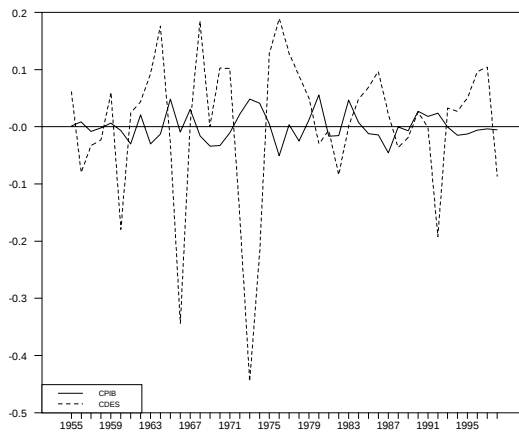
Figura I.1 – Representação gráfica das séries transformadas

I.4. GRÁFICOS DA COMPONENTE CÍCLICA DAS SÉRIES EM RELAÇÃO À COMPONENTE CÍCLICA DO PIBpm: FILTRO *BANDPASS**

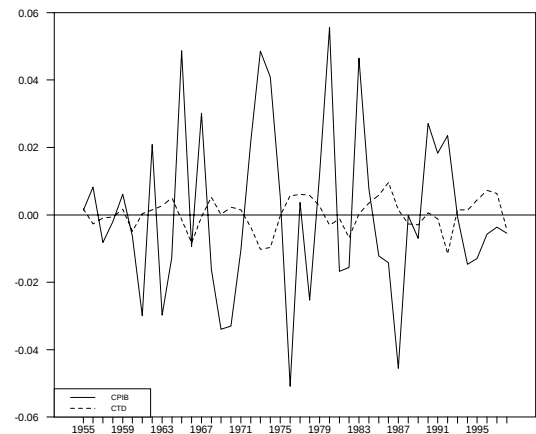


* Nos gráficos a linha a cheio corresponde à componente cíclica do PIBpm e a linha a tracejado à componente cíclica de cada série individual. Tomou-se o logaritmo das variáveis excepto no caso da taxa de desemprego e da variação dos deflatores de preços no consumidor e no PIBpm.

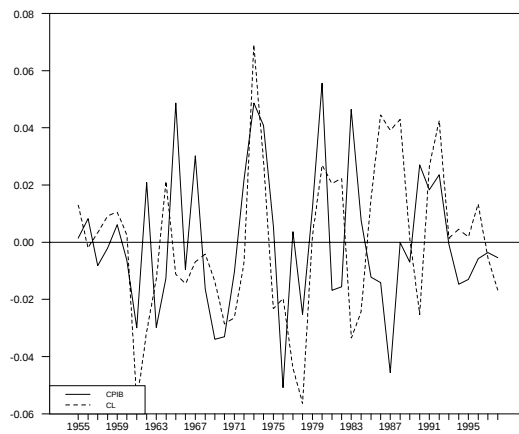
Desemprego



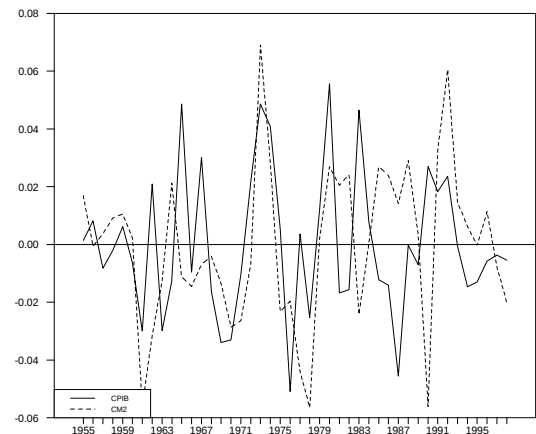
Taxa de Desemprego



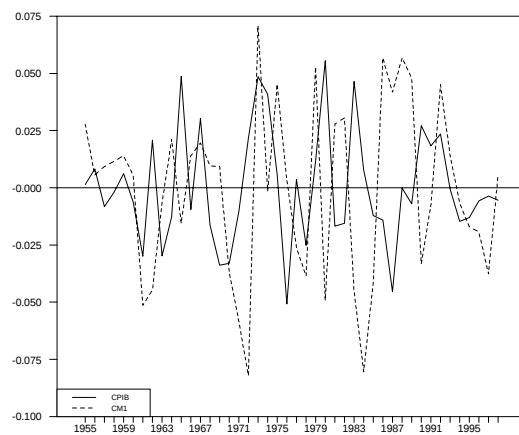
Agregado L - Nominal



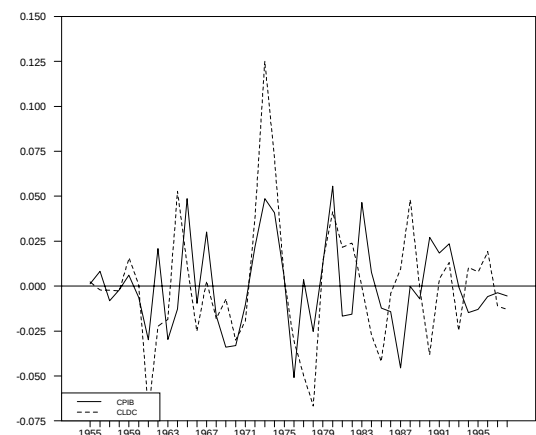
Agregado M2 - Nominal



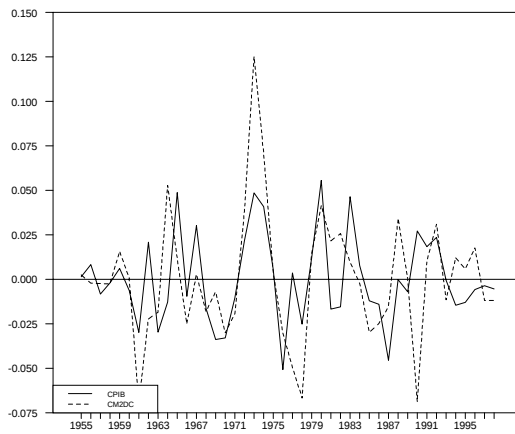
Agregado M1 - Nominal



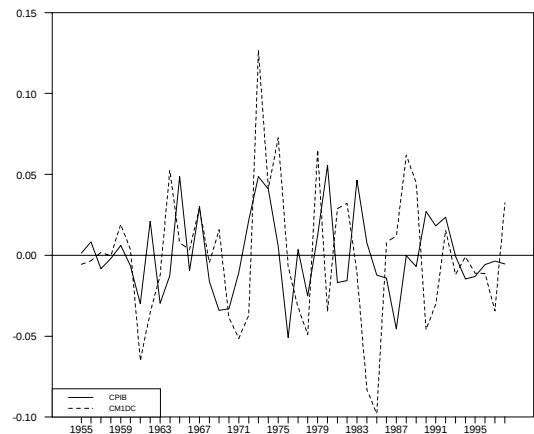
Agregado L - Real (Def. Consumo)



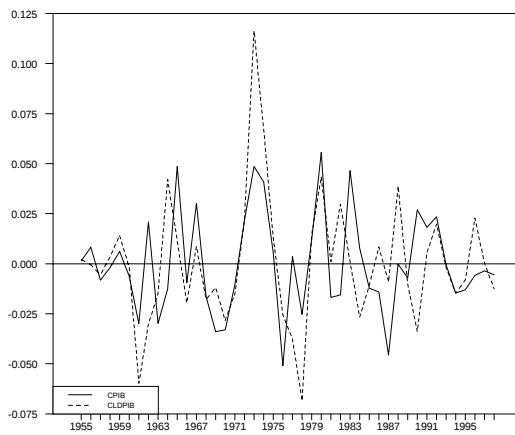
Agregado M2 – Real (Def. Consumo)



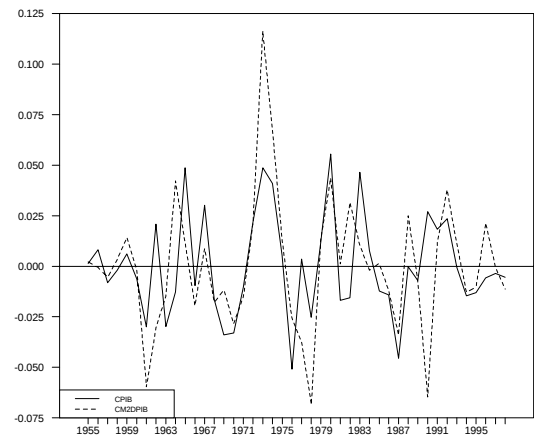
Agregado M1 – Real (Def. Consumo)



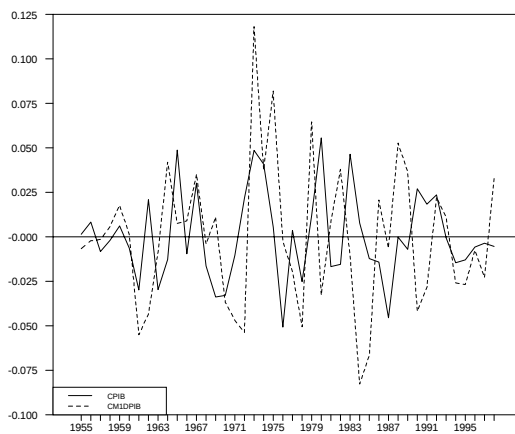
Agregado L – Real (Def. PIB)



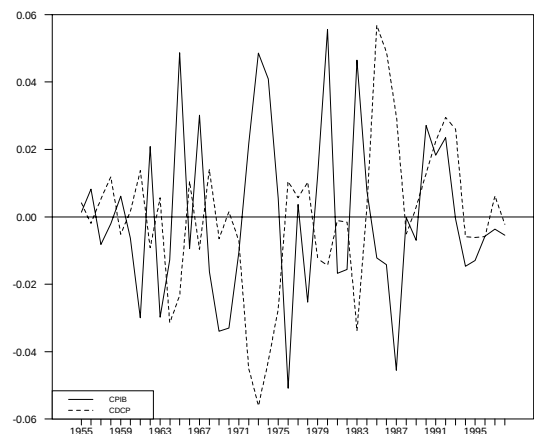
Agregado M2 – Real (Def. PIB)



Agregado M1 – Real (Def. PIB)



Deflador do Consumo Privado



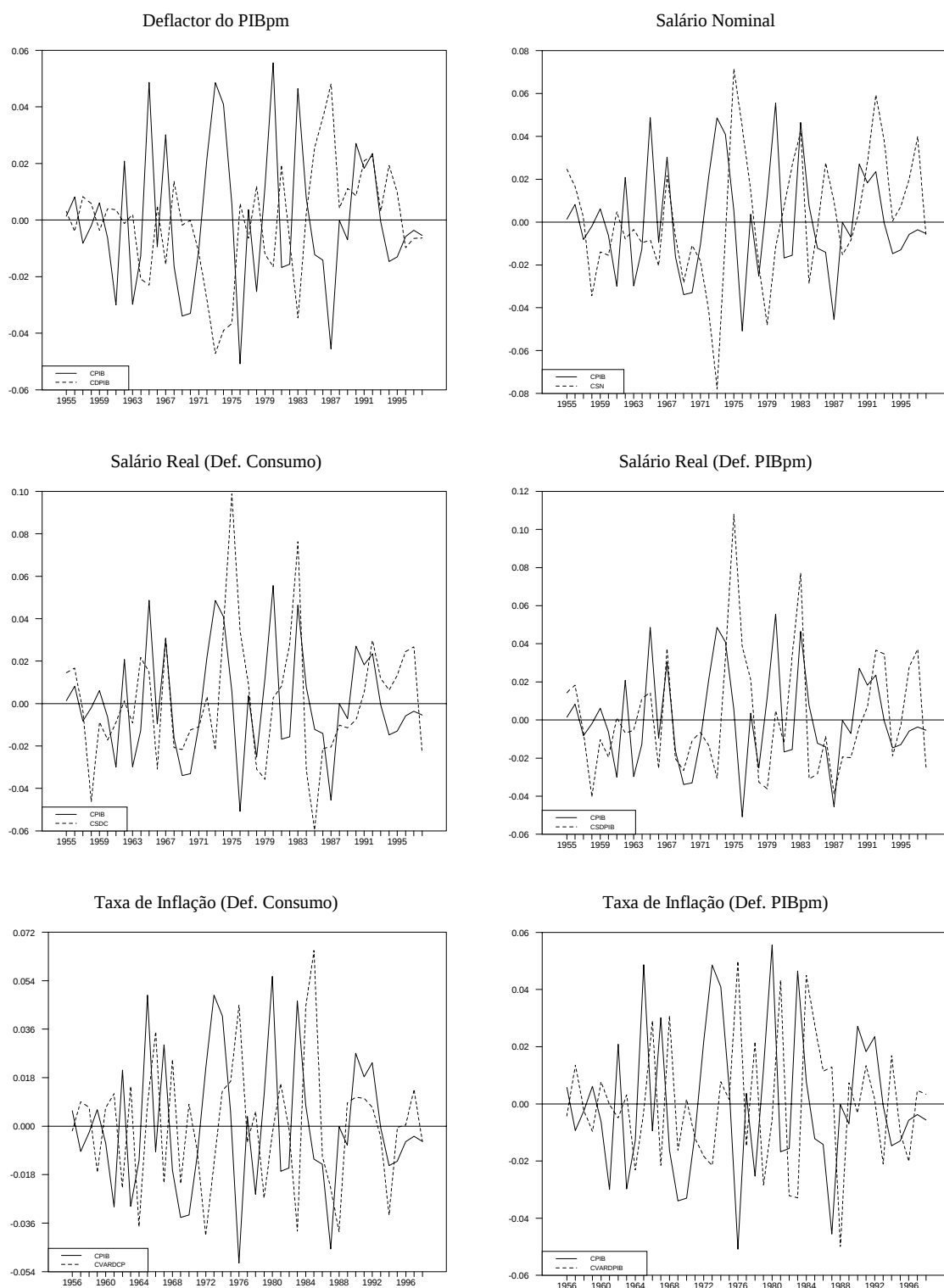
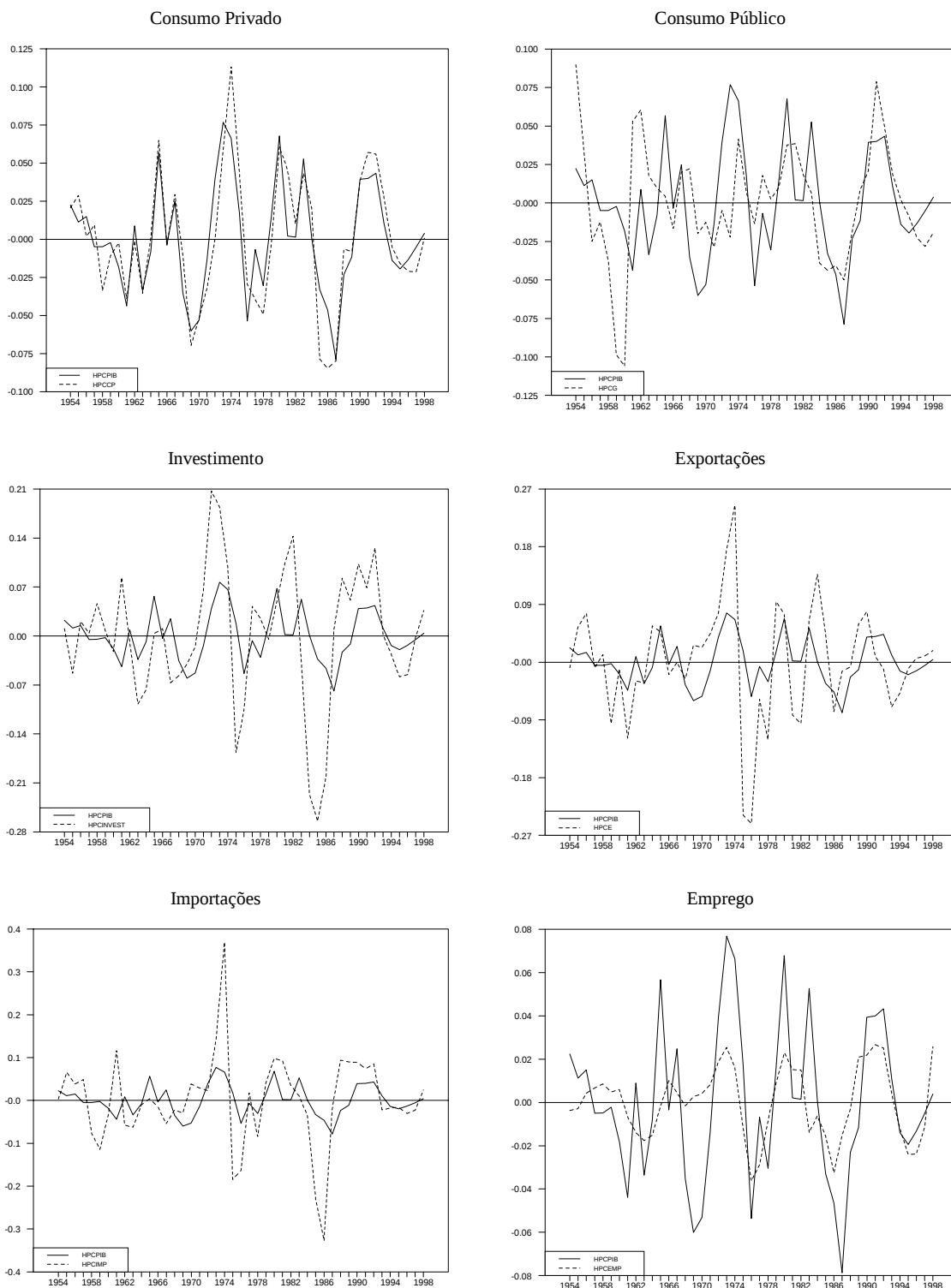


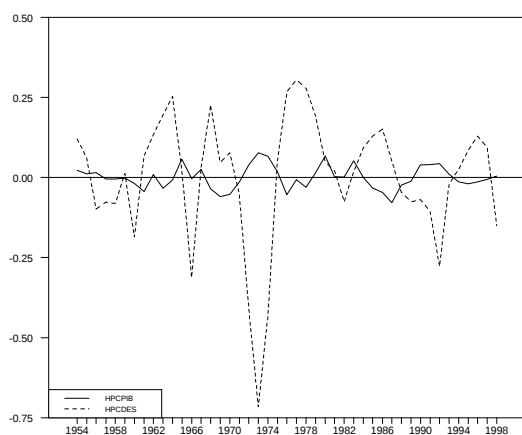
Figura I.2 – Representação gráfica da componente cíclica das séries em relação à componente cíclica do PIBpm: Filtro *Bandpass*

I.5. GRÁFICOS DA COMPONENTE CÍCLICA DAS SÉRIES EM RELAÇÃO À COMPONENTE CÍCLICA DO PIBpm: FILTRO HODRICK-PRESCOTT *

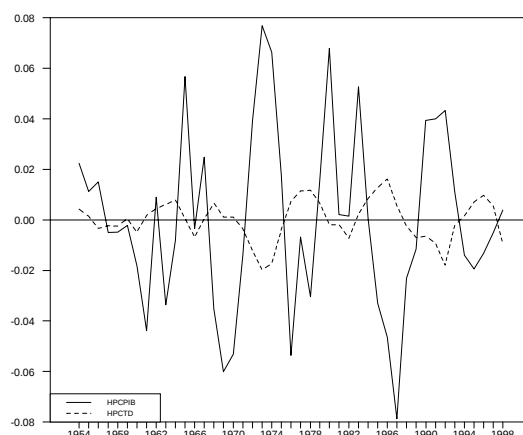


* Nos gráficos a linha a cheio corresponde à componente cíclica do PIBpm e a linha a tracejado à componente cíclica de cada série individual. Tomou-se o logaritmo das variáveis excepto no caso da taxa de desemprego e da variação dos deflatores de preços no consumidor e no PIBpm.

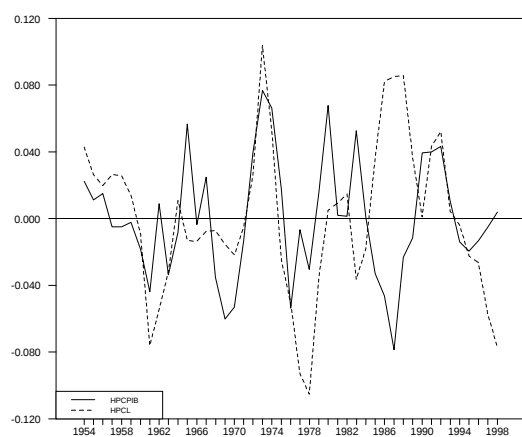
Desempleo



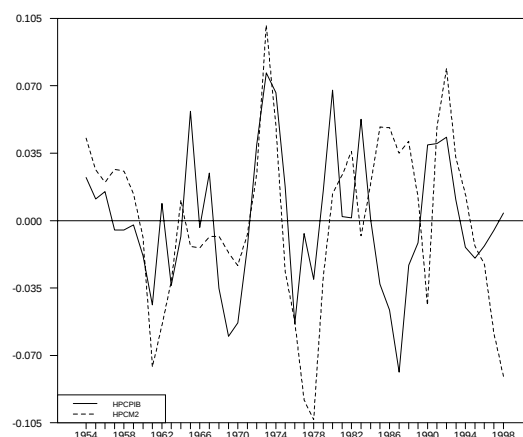
Taxa de Desemprego



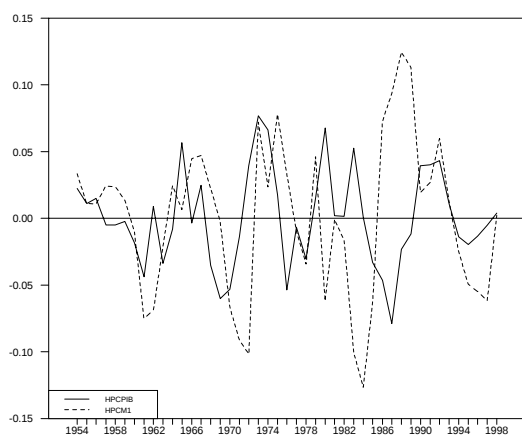
Agregado L - Nominal



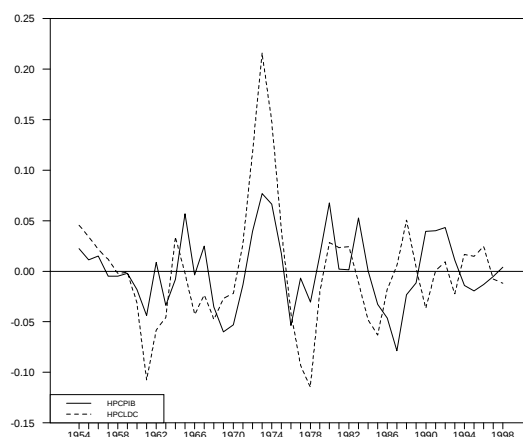
Agregado M2 - Nominal



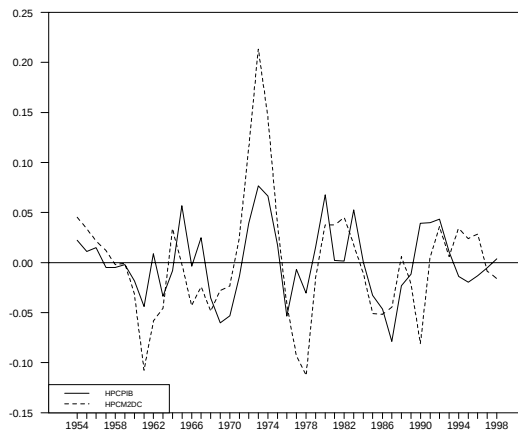
Agregado M1 - Nominal



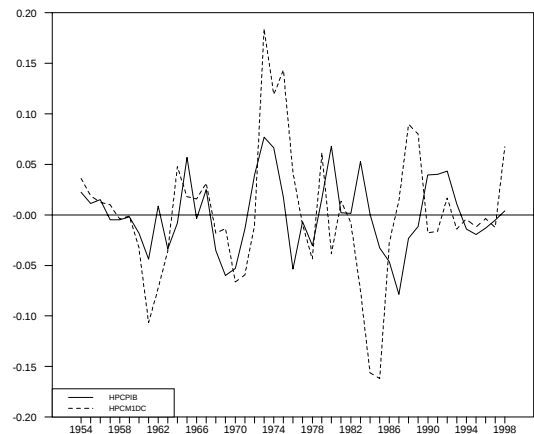
Agregado L - Real (Def. Consumo)



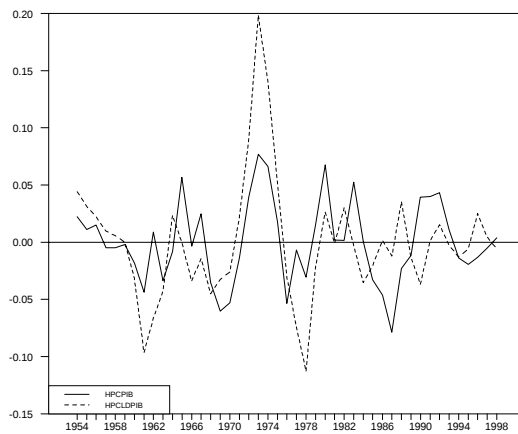
Agregado M2 – Real (Def. Consumo)



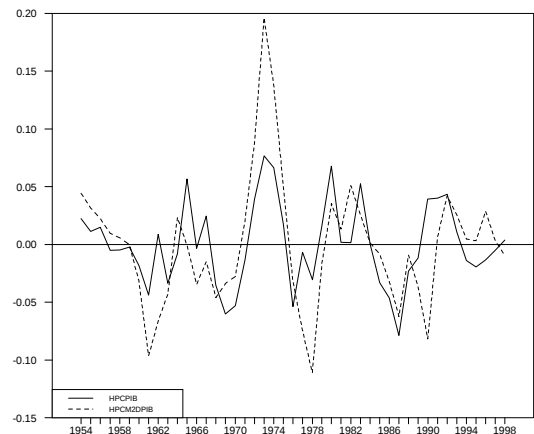
Agregado M1 – Real (Def. Consumo)



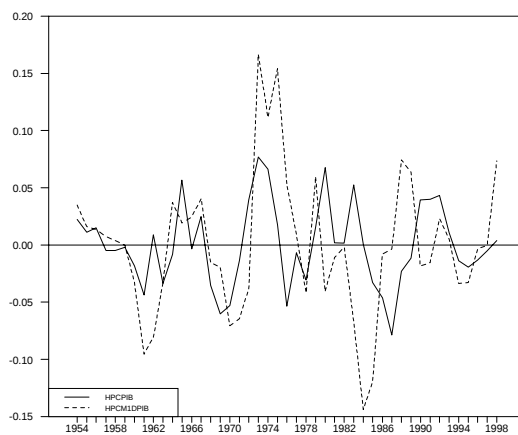
Agregado L – Real (Def. PIB)



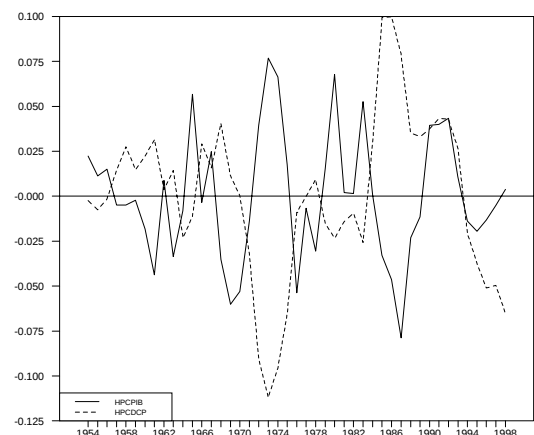
Agregado M2 – Real (Def. PIB)



Agregado M1 – Real (Def. PIB)



Deflactor do Consumo Privado



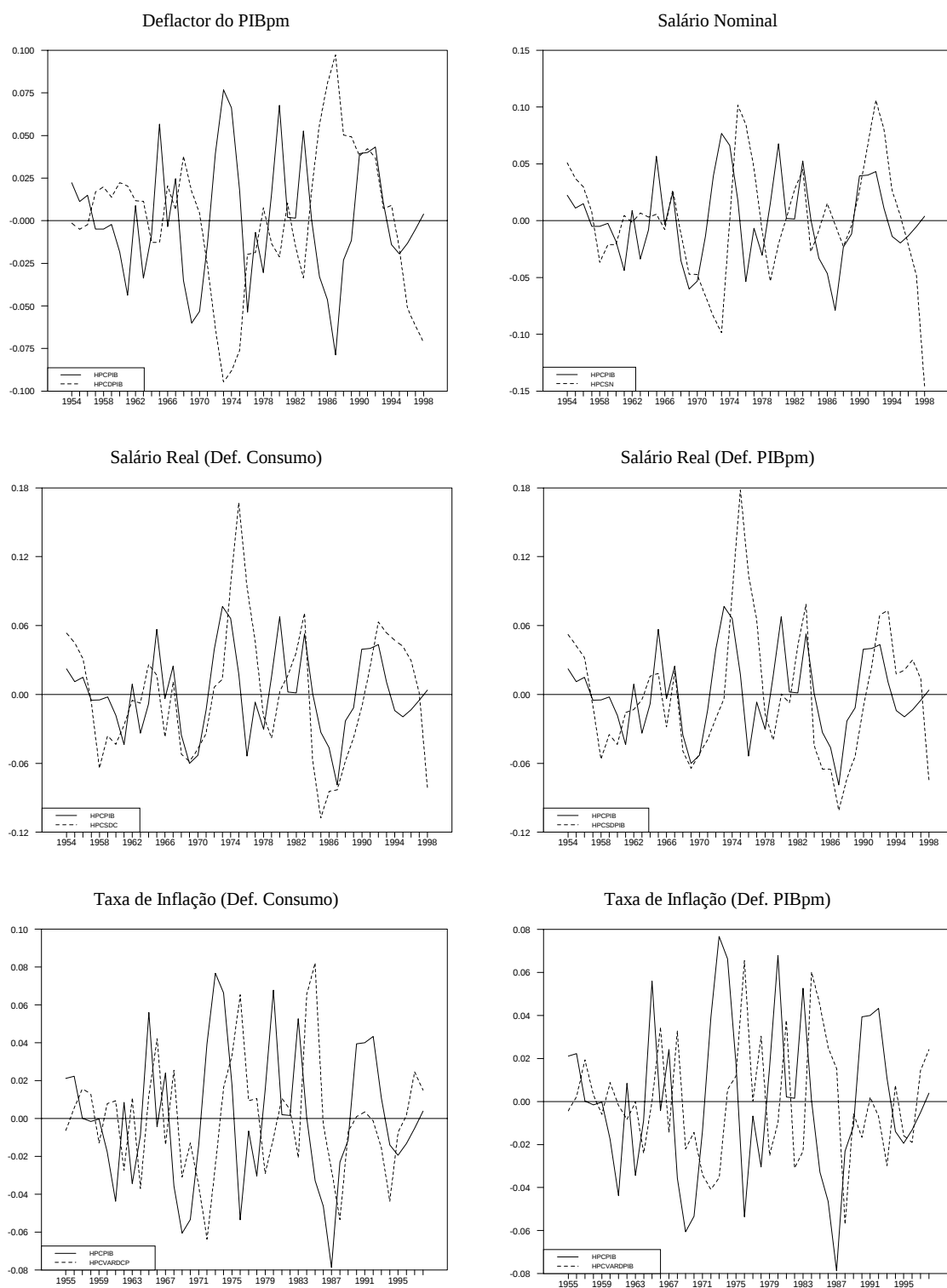


Figura I.3 – Representação gráfica da componente cíclica das séries em relação à componente cíclica do PIBpm: Filtro Hodrick-Prescott

I.6. ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA COMPONENTE CÍCLICA DAS SÉRIES: FILTRO HODRICK-PRESCOTT

Quadro I.2

Estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries, todo o período
Trend extraído com o filtro de Hodrick-Prescott ($\lambda=100$)

Componentes cíclicas das séries	Obs.	sd (x)	sd(x) / sd(y)	Coef. Autocor.		Coef. Correlação de x_t com y_{t+k}				
				-1	-2	-2	-1	0	1	2
1. PIB	45	0,036	1,00	0,46	0,04	0,04	0,46	1,00	0,46	0,04
Despesa real										
2. CP	45	0,043	1,19	0,55	0,05	0,17	0,63	0,88	0,36	-0,02
3. G	45	0,039	1,08	0,48	0,01	0,08	0,23	0,38	0,29	0,11
4. INVEST	45	0,097	2,69	0,58	-0,00	-0,30	-0,02	0,42	0,66	0,48
5. E	45	0,090	2,50	0,29	-0,21	-0,32	0,02	0,49	0,37	0,01
6. IMP	45	0,107	2,97	0,30	-0,16	-0,21	0,18	0,49	0,56	0,22
Mercado de Trabalho										
7. EMP	45	0,017	0,47	0,64	0,12	-0,19	0,31	0,55	0,52	0,22
8. DES	45	0,198	5,50	0,60	0,07	0,05	-0,37	-0,55	-0,42	-0,07
9. TD	45	0,008	----	0,64	0,16	0,00	-0,40	-0,60	-0,49	-0,16
Agregados Monetários										
10. L	45	0,046	1,28	0,69	0,26	-0,00	0,12	0,19	0,12	-0,06
11. M2	45	0,044	1,22	0,62	0,15	0,16	0,32	0,32	0,14	-0,17
12. M1	45	0,058	1,61	0,56	0,19	0,11	0,06	-0,02	-0,00	-0,04
13. LDC	45	0,059	1,64	0,68	0,18	-0,00	0,25	0,54	0,43	0,15
14. M2DC	45	0,060	1,67	0,68	0,19	0,12	0,39	0,61	0,43	0,07
15. M1DC	45	0,065	1,81	0,56	0,18	0,10	0,20	0,33	0,30	0,14
16. LDPIB	45	0,053	1,47	0,67	0,20	0,10	0,31	0,57	0,38	0,04
17. M2DPIB	45	0,055	1,53	0,67	0,19	0,22	0,45	0,64	0,37	-0,04
18. M1DPIB	45	0,061	1,69	0,53	0,19	0,19	0,24	0,33	0,23	0,04
Preços e Salários										
19. DCP	45	0,045	1,25	0,81	0,52	-0,00	-0,21	-0,50	-0,44	-0,26
20. DPIB	45	0,041	1,14	0,81	0,57	-0,12	-0,26	-0,51	-0,35	-0,12
21. SN	45	0,500	1,39	0,59	0,15	0,53	0,33	0,07	-0,21	-0,23
22. SDC	45	0,055	1,53	0,68	0,30	0,47	0,46	0,47	0,16	0,00
23. SDPIB	45	0,056	1,56	0,65	0,27	0,56	0,49	0,44	0,07	-0,12
24. VARDCP	44	0,030	---	0,32	-0,04	0,37	0,49	-0,13	-0,32	-0,43
25. VARDPIB	44	0,026	---	0,13	0,03	0,25	0,43	-0,31	-0,42	-0,37

Quadro I.3
Estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries, antes de 1974
Trend extraído com o filtro de Hodrick-Prescott ($\lambda=100$)

Componentes cíclicas das séries	Obs.	sd (x)	sd(x) / sd(y)	Coef. Autocor.		Coef. Correlação de x_t com y_{t+k}				
				-1	-2	-2	-1	0	1	2
1. PIB	20	0,032	1,00	0,29	-0,03	-0,03	0,29	1,00	0,29	-0,03
Despesa real										
2. CP	20	0,033	1,03	0,23	-0,02	0,02	0,38	0,91	0,17	-0,06
3. G	20	0,047	1,47	0,38	-0,17	-0,02	-0,05	0,12	0,19	0,05
4. INVEST	20	0,050	1,56	0,22	-0,28	-0,22	0,02	0,30	0,37	-0,16
5. E	20	0,047	1,47	0,13	0,23	0,14	0,12	0,48	0,20	0,25
6. IMP	20	0,053	1,66	0,05	-0,44	-0,02	0,09	-0,00	0,24	0,09
Mercado de Trabalho										
7. EMP	20	0,007	0,22	0,63	0,03	0,25	0,38	0,23	-0,11	-0,41
8. DES	20	0,158	4,94	0,28	-0,31	-0,07	-0,51	-0,43	-0,10	0,22
9. TD	20	0,004	---	0,31	-0,30	-0,09	-0,45	-0,38	-0,06	0,21
Agregados Monetários										
10. L	20	0,042	1,31	0,48	0,15	0,01	0,31	0,55	0,22	0,01
11. M2	20	0,042	1,31	0,48	0,15	0,01	0,31	0,55	0,22	0,01
12. M1	20	0,051	1,59	0,23	-0,07	0,37	0,59	0,48	-0,07	-0,30
13. LDC	20	0,040	1,25	0,43	-0,01	0,02	0,23	0,70	0,40	0,10
14. M2DC	20	0,040	1,25	0,43	-0,01	0,02	0,23	0,70	0,40	0,10
15. M1DC	20	0,051	1,59	0,36	-0,02	0,38	0,52	0,58	0,06	-0,23
16. LDPIB	20	0,038	1,19	0,46	0,02	0,06	0,29	0,71	0,37	0,07
17. M2DPIB	20	0,038	1,19	0,46	0,02	0,06	0,29	0,71	0,37	0,07
18. M1DPIB	20	0,052	1,63	0,36	0,01	0,40	0,55	0,56	0,02	-0,25
Preços e Salários										
19. DCP	20	0,020	0,63	0,40	0,32	-0,03	0,18	-0,25	-0,32	-0,18
20. DPIB	20	0,018	0,56	0,55	0,39	-0,11	0,10	-0,24	-0,27	-0,12
21. SN	20	0,030	0,94	0,51	0,18	-0,06	0,19	0,53	0,28	0,11
22. SDC	20	0,033	1,03	0,48	0,14	-0,04	0,06	0,64	0,45	0,21
23. SDPIB	20	0,032	1,00	0,47	0,16	-0,00	0,13	0,64	0,42	0,17
24. VARDCP	19	0,021	---	-0,35	0,08	-0,02	0,66	0,02	-0,20	-0,08
25. VARDPIB	19	0,016	---	-0,29	0,16	-0,01	0,67	-0,02	-0,24	-0,24

Quadro I.4

Estatísticas descritivas das componentes cíclicas das séries, pós 1974

Trend extraído com o filtro de Hodrick-Prescott ($\lambda=100$)

Componentes cíclicas das séries	Obs.	sd (x)	sd(x) / sd(y)	Coef. Autocor.		Coef. Correlação de x_t com y_{t+k}				
				-1	-2	-2	-1	0	1	2
1. PIB	24	0,036	1,00	0,45	0,11	0,11	0,45	1,00	0,45	0,11
Despesa real										
2. CP	24	0,044	1,22	0,61	0,12	0,12	0,61	0,88	0,44	0,19
3. G	24	0,032	0,89	0,71	0,31	0,11	0,47	0,75	0,61	0,38
4. INVEST	24	0,110	3,06	0,65	0,10	-0,19	-0,03	0,37	0,69	0,69
5. E	24	0,067	1,86	0,15	-0,41	-0,30	-0,08	0,49	0,28	-0,05
6. IMP	24	0,107	2,97	0,54	0,05	-0,25	0,09	0,56	0,70	0,55
Mercado de Trabalho										
7. EMP	24	0,019	0,53	0,58	0,13	-0,11	0,39	0,65	0,63	0,39
8. DES	24	0,119	3,31	0,37	-0,01	-0,08	-0,27	-0,43	-0,21	-0,13
9. TD	24	0,009	---	0,53	0,09	-0,02	-0,30	-0,52	-0,42	-0,27
Agregados Monetários										
10. L	24	0,048	1,33	0,64	0,19	0,06	-0,09	-0,21	-0,27	-0,17
11. M2	24	0,044	1,22	0,52	0,02	0,40	0,30	0,02	-0,24	-0,37
12. M1	24	0,067	1,86	0,61	0,24	-0,32	-0,41	-0,31	0,02	0,28
13. LDC	24	0,037	1,03	0,38	-0,30	0,06	0,05	0,22	0,09	0,10
14. M2DC	24	0,044	1,22	0,50	-0,04	0,39	0,44	0,44	0,14	-0,11
15. M1DC	24	0,060	1,67	0,42	0,01	-0,37	-0,36	-0,04	0,30	0,51
16. LDPIB	24	0,032	0,89	0,26	-0,30	0,25	0,11	0,30	-0,03	-0,16
17. M2DPIB	24	0,042	1,17	0,47	-0,00	0,55	0,50	0,49	0,04	-0,32
18. M1DPIB	24	0,052	1,44	0,32	-0,04	-0,31	-0,38	-0,02	0,26	0,42
Preços e Salários										
19. DCP	24	0,047	1,31	0,79	0,48	0,01	-0,13	-0,39	-0,36	-0,25
20. DPIB	24	0,044	1,22	0,78	0,51	-0,12	-0,18	-0,45	-0,28	-0,07
21. SN	24	0,053	1,47	0,57	0,20	0,39	0,31	0,15	-0,11	-0,20
22. SDC	24	0,051	1,42	0,61	0,18	0,40	0,44	0,51	0,21	0,03
23. SDPIB	24	0,050	1,39	0,55	0,15	0,52	0,48	0,55	0,13	-0,15
24. VARDCP	24	0,031	---	0,34	-0,14	0,28	0,43	-0,10	-0,19	-0,44
25. VARDPIB	24	0,029	---	-0,01	-0,06	0,10	0,42	-0,34	-0,31	-0,31

I.7. RÁCIO DE SACRIFÍCIO: FILTRO HODRICK-PRESCOTT

Quadro I.5
Medida do Rácio de Sacrifício
Trend extraído com o filtro de Hodrick-Prescott

Anos	$y_i - y_i^*$	Taxa de inflação medida pelo defl. consumo priv.					Taxa de inflação medida pelo deflactor do PIBpm				
		π_i	$\bar{\pi}$	$\Sigma(y_i - y_i^*)$	$\pi_i - \pi_{i-1}$	$\Sigma(\pi_i - \pi_{i-1})$	π_i	$\bar{\pi}$	$\Sigma(y_i - y_i^*)$	$\pi_i - \pi_{i-1}$	$\Sigma(\pi_i - \pi_{i-1})$
1982	0,15	20,16	---	---	---	---	16,79	---	---	---	---
1983	5,26	17,36	20,98	---	---	---	17,46	19,88	---	---	---
1984	0,06	25,43	22,99	---	---	---	25,39	22,00	---	---	---
1985	-3,29	26,17	22,68	-3,29	0,74	0,74	23,14	22,88	---	---	---
1986	-4,63	16,44	18,40	-7,92	-9,73	-8,99	20,12	20,39	-4,63	-3,02	-3,02
1987	-7,87	12,58	12,50	-15,79	-3,86	-12,85	17,90	15,75	-12,50	-2,22	-5,24
1988	-2,31	8,48	10,89	-18,10	-4,10	-16,95	9,24	13,34	-14,81	-8,66	-13,90
1989	-1,15	11,60	10,32	-19,25	3,12	-13,83	12,89	10,81	-15,96	3,65	-10,25
1990	3,94	10,87	10,71	---	---	---	10,30	11,30	---	---	---
1991	4,00	9,67	9,45	4,00	-1,20	-1,20	10,71	9,80	4,00	0,41	0,41
1992	4,33	7,80	7,51	8,33	-1,87	-3,07	8,39	7,96	8,33	-2,32	-1,91
1993	1,08	5,06	4,64	9,41	-2,74	-5,81	4,79	6,82	9,41	-3,60	-5,51
1994	-1,39	1,06	3,25	8,02	-4,00	-9,81	7,29	5,29	8,02	2,50	-3,01
1995	-1,95	3,64	2,76	6,07	2,58	-7,23	3,80	4,51	6,07	-3,49	-6,50
1996	-1,32	3,58	4,07	---	---	---	2,43	3,67	4,75	-1,37	-7,87
1997	-0,51	4,99	3,90	---	---	---	4,77	3,99	---	---	---
1998	0,39	3,14	---	---	---	---	4,77	---	---	---	---
		Rácio de Sacrifício: 0,626					Rácio de Sacrifício: 0,619				

I.8. TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Testes ADF e de Phillips-Perron

Para os testes ADF estimamos por OLS a regressão:

$$(I.1) \quad \Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

Os testes de PP foram baseados na regressão por OLS de uma equação AR(1) do tipo:

$$(I.2) \quad y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + u_t^*$$

Questão prévia ao apuramento das estatísticas é a do número de extensões autogressivas a incluir no teste ADF (k), e de autocorrelações a considerar no cálculo dos testes de PP (l).

Neste último caso, seguindo a sugestão de PERRON (1988: 313), testamos a sensibilidade dos resultados para várias extensões da *lag window*. Nas estimações efectuadas para a realização do teste PP, consideramos as extensões $l = 1, \dots, 4$. No entanto, como as conclusões extraídas são idênticas, optamos por apresentar apenas os valores apurados para $l = 1, 2$.

Quanto a k, o seu valor foi determinado pelos critérios AIC, BIC, teste LM, teste Q, e no critério do “geral para o particular” com base num teste de significância t sobre o último desfasamento inserido na regressão do teste ADF, o qual aparece designado de “redução” no quadro seguinte. Nos três últimos testes – LM, Q e “redução” - usamos um nível de confiança de 5%.

Quadro I.6

Seleção de k a inserir nos testes ADF sobre a taxa de desemprego (dados anuais)

	$K_{\text{máx}}$	AIC	BIC	LM	Q	Redução
1954-1998	11	1	1	0	1	1
1954-1974	5	1	1	0	0	0
1975-1998	6	2	1	0	0	1

O quadro I.7 apresenta, de forma sintética, os resultados obtidos com a aplicação dos testes ADF e de PP à taxa de desemprego portuguesa, conforme procedimentos URADF.SRC e UNITRROT.SRC, escritos por Norman Morin e Paco Goerlich para o programa RATS. As tabelas de valores críticos usadas para avaliar a significância das várias estatísticas são as apresentadas em DICKEY e FULLER (1981: 1062-1063) e em HAMILTON (1994: 762-763), tomando os valores de $N = 50$ para todo o período e $N = 25$ para as duas subamostras.

Quadro I.7

Testes de raiz unitária à taxa de desemprego (frequência anual)

Testes ADF						Testes PP				
Nº Desf.	$\hat{\gamma}$	$\hat{\mu}$	τ_{μ}	$\tau_{\mu\mu}$	Φ_1	Window Size	$Z(\alpha^*)$	$Z(t_{\alpha}^*)$	$Z(t_{\mu}^*)$	$Z(\Phi_1)$
			H0: $\gamma=0$	H0: $\mu=0$	H0: $\gamma=\mu=0$		H0: $\alpha=1$	H0: $\alpha=1$	H0: $\mu=0$	H0: $\alpha=1;\mu=0$
Todo o período: 1954-1998										
k = 0	-0,0502	0,0028	-1,0689	1,0562	0,5947	l = 1	-3,0833	-1,2565	1,2101	0,8060
k = 1	-0,0743	0,0038	-1,7221	1,5717	1,4842	l = 2	-3,5481	-1,3457	1,2849	0,9199
Período até 74: 1954-1974										
k = 0	-0,4024	0,0102	-2,4189	2,1729	3,3384	l = 1	-8,6978	-2,4731	2,2362*	3,4276
k = 1	-0,5482	0,0144	-2,5530	2,3846*	3,5180	l = 2	-8,1138	-2,4243	2,1793	3,3467
Período pós-74: 1975-1998										
k = 0	-0,2853	0,0210	-2,2101	2,2208*	2,4757	l = 1	-8,1610	-2,3545	2,3563*	2,7965
k = 1	-0,2223	0,0155	-1,6019	1,5032	1,4156	l = 2	-9,1447	-2,4457	2,4431*	3,0118
k = 2	-0,2471	0,0171	-1,5257	1,4216	1,3576	--	--	--	--	--

* Estatísticas significativas a um nível de confiança de 10%

Testes de raiz unitária de Perron com quebra estrutural na média em data conhecida

Quadro I.8

Teste de Perron com quebra na média da taxa de desemprego em 1974

	$k(t)^{(1)}$	$\hat{\mu}$	$\hat{\theta}$	$\hat{\delta}$	$\hat{\alpha}$	$t_{(\alpha=1)}$
Modelo AO	10	0,0273 (11,464)	0,0437 (13,426)		0,1030 (0,344)	-2,999
Modelo IO	1	0,0079 (3,30)	0,0136 (3,65)	0,0000 (0,00)	0,6946 (9,55)	-4,145*

Nota: Entre parênteses figuram os testes t para a hipótese nula dos coeficientes em questão serem iguais a zero

⁽¹⁾ k escolhido pelo critério de “redução”, começando por um k máximo = 11

* Estatisticamente significativa ao nível de confiança de 1%

ANEXO II

(Anexo ao Capítulo 6)

II.1. DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS

- Especificação Base

WR	Salário unitário deflacionado pelo deflactor de preços no consumidor, a preços constantes de 1990, milhares de contos por indivíduo empregado.
Y	PIBpm, a preços constantes de 1990, milhões de contos.
U	Taxa de desemprego.

Quadro II.1
Estatísticas Sumárias das Séries Originais, 1983:2-1998:4

Séries	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
WR	1,04	0,16	0,74	1,30
Y	2413,40	327,39	1867,66	2995,78
U	0,06	0,02	0,04	0,09

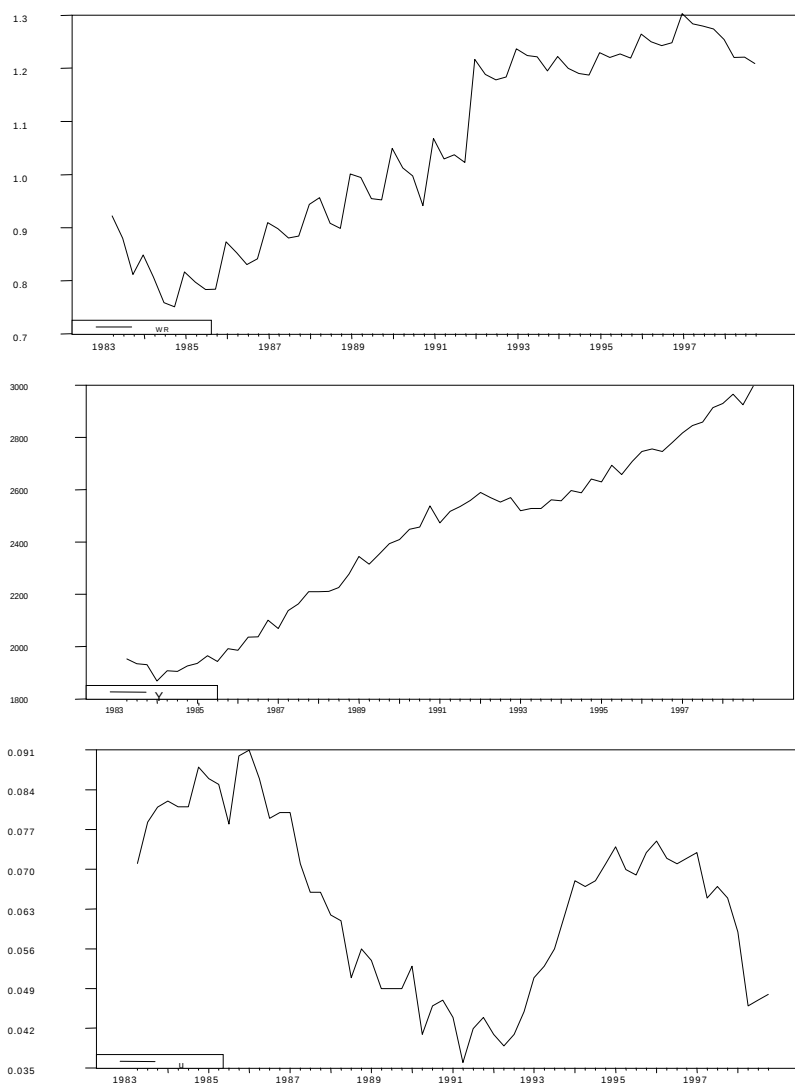


Figura II.1 – Salário real (WR), produto real (Y) e taxa de desemprego (U)

- **Especificação alternativa para o salário real**

WR2 Salário unitário deflacionado pelo deflactor de preços implícito no PIBpm, a preços constantes de 1990, milhares de contos por indivíduo empregado.

Quadro II.2

Estatísticas Sumárias do Salário Real: deflactor de preços implícito no PIBpm
Em níveis, 1983:2-1998:4

Série	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
WR2	1,07	0,11	0,85	1,24

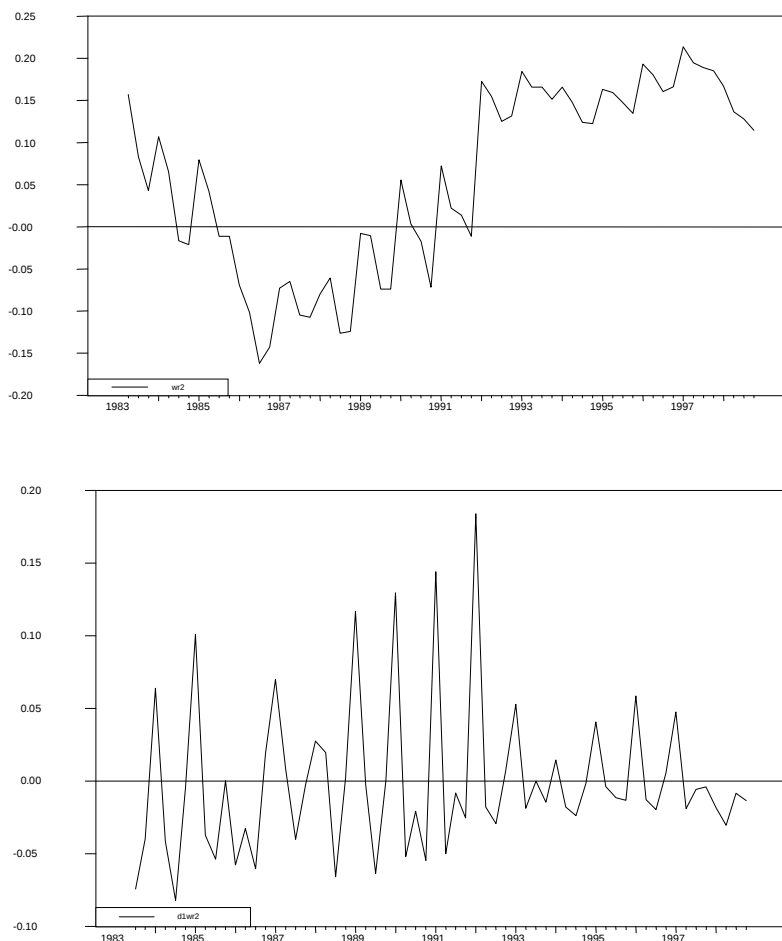


Figura II.2 – Logaritmo do salário real (wr2) e suas primeiras diferenças (d1wr2)

II.2 FONTES ESTATÍSTICAS

Nas especificações base dos modelos bivariado (produto, taxa de desemprego) e a três variáveis (salário real, produto e taxa de desemprego) tomamos 1983:2 como a 1ª observação da amostra, condicionados pelo facto dos valores trimestrais para a taxa de desemprego estarem apenas disponíveis a partir dessa data.

O primeiro problema com que nos defrontamos foi a falta de um conjunto sistemático de dados. Como tal, foi necessário recorrer a várias fontes estatísticas como as bases de dados do FMI e do INE e a publicações diversas do Banco de Portugal.

- **Da base de dados do FMI:** Valores do PIBpm, a preços correntes e a preços constantes de 1990, em milhões de contos, de 1983:2 – 1997:4 e deflactor dos preços no consumidor, com base no ano de 1990, para todo o período da análise. A série “deflactor de preços implícito no PIBpm” foi construída por nós através do apuramento do rácio entre o PIBpm a preços correntes e a preços constantes de 1990.
- **Da base de dados do INE:** No período 1998:1 – 1998:4, a série “PIBpm corrente” foi completada, com recurso à base de dados do INE (INFOLINE), na rubrica “contas Nacionais Trimestrais, e a série “PIB real” (preços de 1990) foi aumentada através da aplicação da taxa de crescimento real trimestral do PIB real (1995: 100) também divulgada na INFOLINE. Para a série “taxa de desemprego” tomamos os valores em “sentido restrito”, divulgados pelo INE, dado que, a partir de 1992:1, os dados para o desemprego apenas aparecem no “Inquérito ao Emprego” no sentido restrito (ou seja, para aqueles indivíduos que no período do mês anterior ao Inquérito do INE tinham procurado activamente trabalho).
- **Das publicações do Banco de Portugal:** Para a construção por nós efectuada da série “salário unitário” usamos os valores anuais divulgados nas “séries Longas para a Economia Portuguesa” das Remunerações correntes e do Emprego, entre 1983 e 1993. As séries foram completadas até 1998 com recurso aos relatórios anuais do Conselho de Administração do Banco de Portugal. Para trimestralizar a série “salário unitário”, consideramos o mesmo pressuposto que serviu de base ao estudo sobre “O Impacto do Euro na Economia Portuguesa” de BARBOSA *et al.* (1998), segundo o qual 80%, 10%, 5% e 5% dos salários são contractualizados, respectivamente, no 1º, 2º, 3º e 4º trimestres. Os valores para a série “salário real unitário” foram usados os deflactores dos preços no consumo (na especificação base do modelo a três variáveis) e dos preços implícitos no PIBpm (na especificação alternativa) para transformação desta em agregados a preços constantes de 1990.

Duas notas merecem referência quanto ao processo de recolha dos dados e construção das séries temporais trimestrais usadas no Cap. 6:

- As maiores dificuldades foram as sentidas em relação à obtenção de uma remuneração unitária. Após várias consultas efectuadas às publicações do INE, do Banco de Portugal e de Ministério do Trabalho e da Solidariedade, apenas conseguimos uma série completa de dados para os índices de remunerações médias e de salários médios para a indústria transformadora para o período 1982:1-1991:2. Nas várias diligências efectuadas junto daqueles organismos no sentido de completar (pelo menos uma) aquelas séries para a década de noventa, informaram-nos não haver tais dados numa base trimestral. Assim, face à impossibilidade de obtenção de tais valores, vimo-nos confrontados com a opção de usar o “expediente” seguido no estudo do “Impacto do Euro para a Economia Portuguesa”, segundo o qual a repartição pelos 4 trimestres do salário médio anual era de 80%, 10%, 5% e 5%.
- Em relação à taxa de desemprego, relembramos aqui o que foi dito no anexo I.2 ao Cap. 4, ou seja, que a construção da referida série confrontou-se com alguns problemas, nomeadamente os relativos às duas alterações metodológicas ocorridas ao longo do período de análise – 1992 e 1998.

II.3. CAUSALIDADE DE GRANGER

- Modelo bivariado: VAR (6), com constante

Quadro II.3

Teste de causalidade de Granger: modelo bivariado

1983:2-1998:4

Variável dependente	d1y	U
d1y	4,698*	1,8636
U	2,453*	130,207*

* indica que a estatística F é maior que o seu valor crítico a 5%

- Modelo a três variáveis: VAR(5), com constante

Quadro II.4

Teste de causalidade de Granger: modelo a três variáveis

1983:2-1998:4

Variável dependente	d1wr	d1y	U
d1wr	7,454*	0,628	0,952
d1y	0,841	2,380*	0,668
U	1,846	4,631	160,218*

* indica que a estatística F é maior que o seu valor crítico a 5%

II.4. SIMULAÇÃO DAS RESPOSTAS-IMPULSO E DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA*: MODELO A DUAS VARIÁVEIS

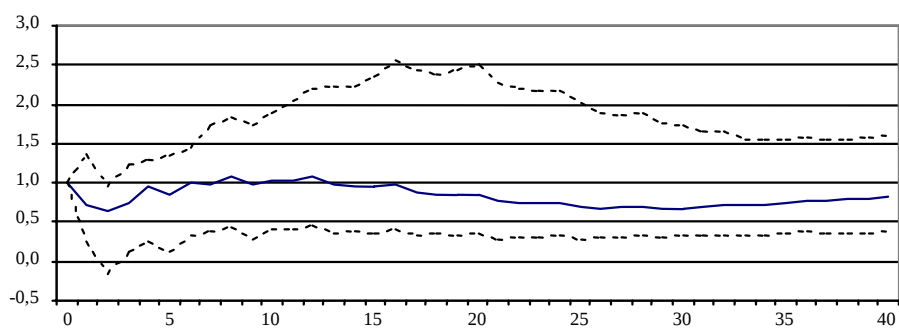


Figura II.3 – Respostas-impulso do produto a um choque da oferta

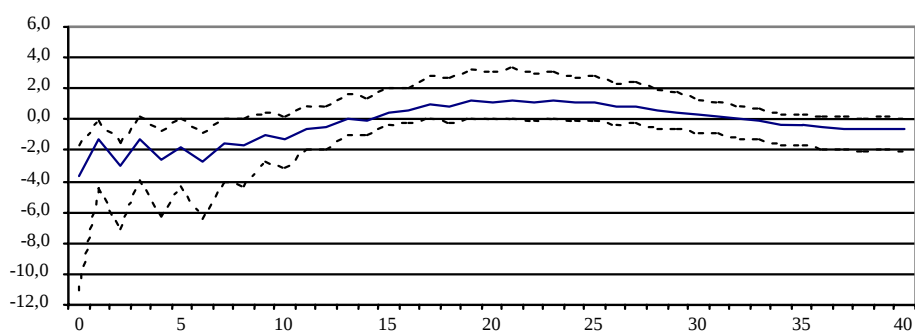


Figura II.4 – Respostas-impulso do produto a um choque da procura

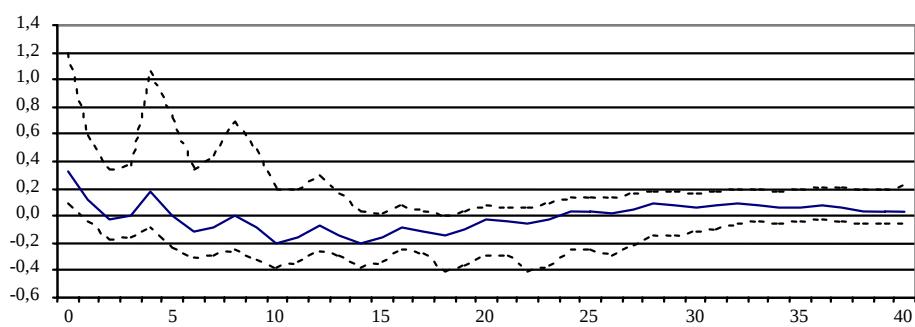


Figura II.5 – Respostas-impulso da taxa de desemprego a um choque da oferta

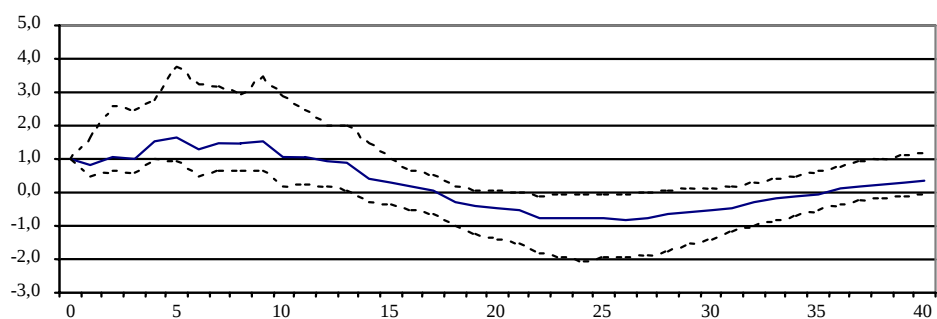


Figura II.6 – Respostas-impulso da taxa de desemprego a um choque da procura

*Método de simulação de *Bootstrapping*, 1000 réplicas, a 95%

Quadro II.5
Decomposição da variância do erro de previsão

d1y	U	d1y	U	d1y	U	d1y	U
Period 0		Period 11		Period 21		Period 31	
0,43116	0,56884	0,28246	0,71754	0,28360	0,71640	0,28294	0,71706
0,51656	0,48344	0,11242	0,88758	0,15001	0,84999	0,13517	0,86483
2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile	
0,00182	0,10141	0,08038	0,20380	0,08308	0,21235	0,08426	0,20512
0,06980	0,00692	0,05511	0,35174	0,05893	0,34010	0,05133	0,34548
97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile	
0,89859	0,99818	0,79620	0,91962	0,78765	0,91692	0,79488	0,91574
0,99308	0,93020	0,64826	0,94489	0,65990	0,94107	0,65452	0,94867
Period 1		Period 12		Period 22		Period 32	
0,36671	0,63329	0,28320	0,71680	0,28355	0,71645	0,28286	0,71714
0,41671	0,58329	0,11023	0,88977	0,14813	0,85187	0,13724	0,86276
2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile	
0,01446	0,11019	0,08228	0,20197	0,08221	0,21250	0,08498	0,20444
0,06264	0,07474	0,05387	0,35195	0,05845	0,34267	0,05143	0,34159
97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile	
0,88981	0,98554	0,79803	0,91772	0,78750	0,91779	0,79556	0,91502
0,92526	0,93736	0,64805	0,94613	0,65733	0,94155	0,65841	0,94857
Period 2		Period 13		Period 23		Period 33	
0,33389	0,66611	0,28400	0,71600	0,28351	0,71649	0,28276	0,71724
0,29692	0,70308	0,11371	0,88629	0,14497	0,85503	0,13892	0,86108
2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile	
0,03661	0,15808	0,08171	0,20091	0,08169	0,21256	0,08515	0,20832
0,10128	0,23696	0,05295	0,34894	0,05581	0,33921	0,05152	0,34037
97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile	
0,84192	0,96339	0,79909	0,91829	0,78744	0,91831	0,79168	0,91485
0,76304	0,89872	0,65106	0,94705	0,66079	0,94419	0,65963	0,94848
Period 3		Period 14		Period 24		Period 34	
0,30804	0,69196	0,28398	0,71602	0,28344	0,71656	0,28258	0,71742
0,23693	0,76307	0,12770	0,87230	0,14237	0,85763	0,13982	0,86018
2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile	
0,05254	0,20726	0,08419	0,20301	0,08148	0,21131	0,08541	0,21004
0,09673	0,29057	0,05435	0,34912	0,05497	0,34480	0,05151	0,34033
97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile	
0,79274	0,94746	0,79699	0,91581	0,78869	0,91852	0,78996	0,91459
0,70943	0,90327	0,65088	0,94565	0,65520	0,94503	0,65967	0,94849
Period 4		Period 15		Period 25		Period 35	
0,30397	0,69603	0,28222	0,71778	0,28382	0,71618	0,28263	0,71737
0,19667	0,80333	0,13642	0,86358	0,13988	0,86012	0,14084	0,85916
2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile	
0,06269	0,20137	0,08459	0,20414	0,08165	0,21006	0,08508	0,20933
0,07764	0,26290	0,05770	0,34671	0,05460	0,34679	0,05157	0,34029
97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile	
0,79863	0,93731	0,79586	0,91541	0,78994	0,91835	0,79067	0,91492
0,73710	0,92236	0,65329	0,94230	0,65321	0,94540	0,65971	0,94843
Period 5		Period 16		Period 26		Period 36	
0,30023	0,69977	0,28232	0,71768	0,28352	0,71648	0,28268	0,71732
0,14623	0,85377	0,13852	0,86148	0,13681	0,86319	0,14218	0,85782
2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile	
0,06799	0,20110	0,08546	0,20415	0,08244	0,20907	0,08457	0,20885
0,07255	0,31023	0,05894	0,34442	0,05395	0,34631	0,05163	0,34075
97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile	
0,79890	0,93201	0,79585	0,91454	0,79093	0,91756	0,79115	0,91543
0,68977	0,92745	0,65558	0,94106	0,65369	0,94605	0,65925	0,94837

Decomposição da variância do erro de previsão (continuação)

d1y	U	d1y	U	d1y	U	d1y	U
Period 6		Period 17		Period 27		Period 37	
0,29586	0,70414	0,28325	0,71675	0,28349	0,71651	0,28265	0,71735
0,13590	0,86410	0,14270	0,85730	0,13466	0,86534	0,14284	0,85716
2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile	
0,07265	0,19995	0,08419	0,20421	0,08267	0,20813	0,08439	0,20799
0,06967	0,32875	0,05941	0,34091	0,05339	0,34490	0,05166	0,34215
97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile	
0,80005	0,92735	0,79579	0,91581	0,79187	0,91733	0,79201	0,91561
0,67125	0,93033	0,65909	0,94059	0,65510	0,94661	0,65785	0,94834
Period 7		Period 18		Period 28		Period 38	
0,28476	0,71524	0,28333	0,71667	0,28334	0,71666	0,28264	0,71736
0,12109	0,87891	0,14955	0,85045	0,13473	0,86527	0,14287	0,85713
2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile	
0,07199	0,20165	0,08406	0,20572	0,08349	0,20719	0,08374	0,20739
0,06459	0,35393	0,06090	0,34030	0,05282	0,34827	0,05147	0,34261
97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile	
0,79835	0,92801	0,79428	0,91594	0,79281	0,91651	0,79261	0,91626
0,64607	0,93541	0,65970	0,93910	0,65173	0,94718	0,65739	0,94853
Period 8		Period 19		Period 29		Period 39	
0,28630	0,71370	0,28276	0,71724	0,28332	0,71668	0,28271	0,71729
0,10500	0,89500	0,15216	0,84784	0,13495	0,86505	0,14268	0,85732
2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile	
0,07762	0,19898	0,08373	0,20593	0,08351	0,20644	0,08311	0,20670
0,05682	0,34473	0,06080	0,34175	0,05194	0,34668	0,05065	0,34384
97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile	
0,80102	0,92238	0,79407	0,91627	0,79356	0,91649	0,79330	0,91689
0,65527	0,94318	0,65825	0,93920	0,65332	0,94806	0,65616	0,94935
Period 9		Period 20		Period 30		Period 40	
0,28595	0,71405	0,28277	0,71723	0,28297	0,71703	0,28278	0,71722
0,09592	0,90408	0,15121	0,84879	0,13460	0,86540	0,14233	0,85767
2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile		2,5%-ile	
0,07966	0,19848	0,08368	0,21023	0,08411	0,20576	0,08284	0,20598
0,05382	0,34944	0,06075	0,34254	0,05141	0,34638	0,05061	0,34609
97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile		97,5%-ile	
0,80152	0,92034	0,78977	0,91632	0,79424	0,91589	0,79402	0,91716
0,65056	0,94618	0,65746	0,93925	0,65362	0,94859	0,65391	0,94939
Period 10							
0,28592	0,71408						
0,10738	0,89262						
2,5%-ile							
0,07966	0,19877						
0,05516	0,34763						
97,5%-ile							
0,80123	0,92034						
0,65237	0,94484						

II.5. SIMULAÇÃO DAS RESPOSTAS-IMPULSO E DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA*: MODELO A TRÊS VARIÁVEIS

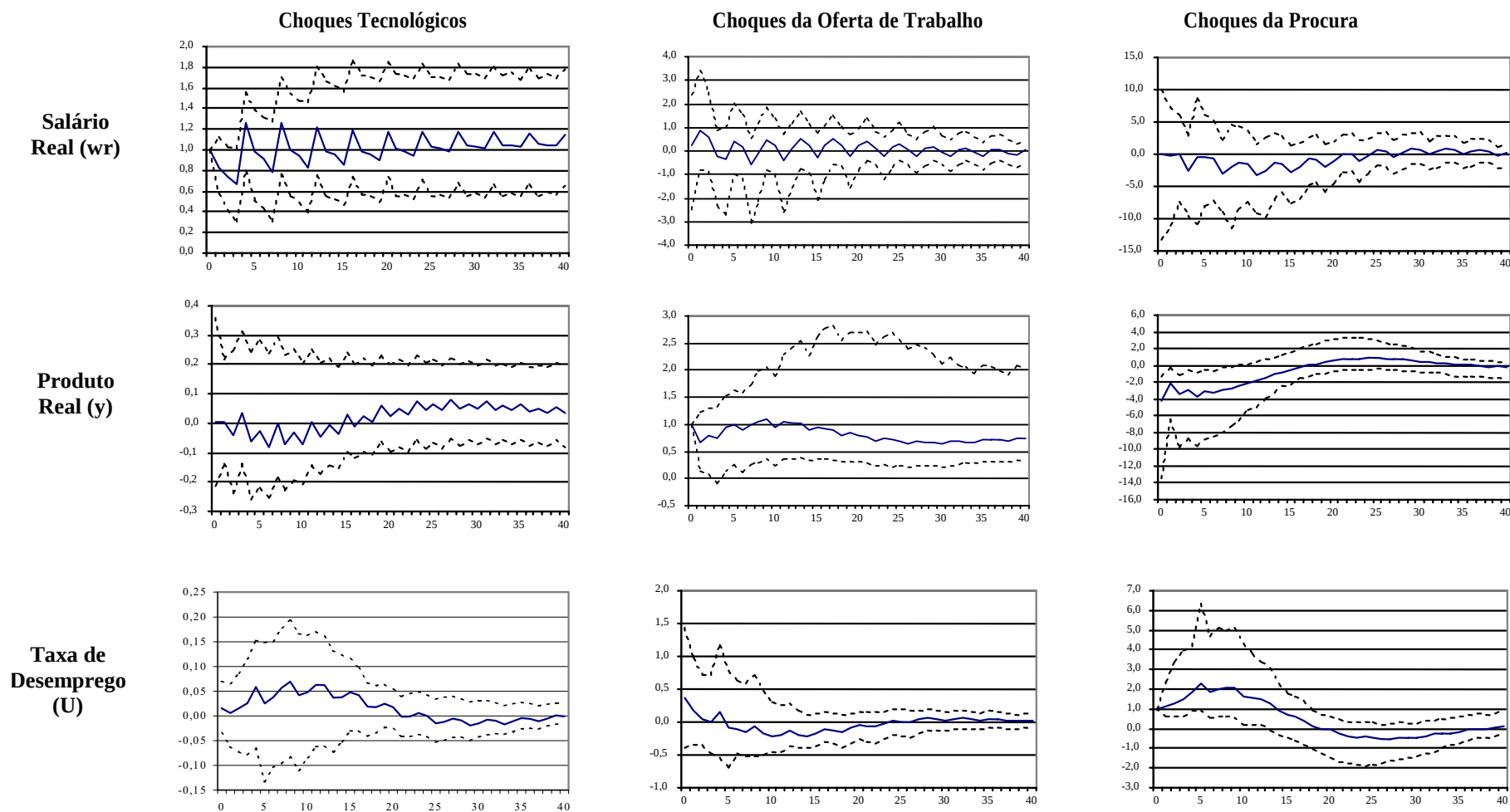


Figura II.7 – Respostas-impulso do salário real, produto real e taxa de desemprego a choques tecnológicos, da oferta de trabalho e da procura

*Método de simulação de *Bootstrapping*, 1000 réplicas, a 95%

Quadro II.6

Decomposição da variância do erro de previsão

d1wr	d1y	U	d1wr	d1y	U	d1wr	d1y	U	d1wr	d1y	U
Period 0			Period 11			Period 21			Period 31		
0,99623	0,00376	0,00000	0,83315	0,10046	0,06639	0,81051	0,11495	0,07455	0,79794	0,12238	0,07968
0,00003	0,36090	0,63907	0,15044	0,27672	0,57284	0,19638	0,26068	0,54294	0,21387	0,25614	0,52999
0,01650	0,55537	0,42813	0,08107	0,07868	0,84025	0,10252	0,09997	0,79751	0,10133	0,09805	0,80062
2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile		
0,23626	0,00004	0,00010	0,18984	0,03751	0,03951	0,18054	0,04085	0,04146	0,17441	0,04161	0,041
0,00021	0,00059	0,03560	0,06423	0,03812	0,0958	0,07301	0,0413	0,10541	0,07613	0,04122	0,10466
0,00016	0,03408	0,00164	0,01673	0,03219	0,13704	0,02369	0,03078	0,11454	0,02219	0,02902	0,10923
97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile		
0,99552	0,33338	0,58349	0,87802	0,47637	0,53458	0,87938	0,48901	0,55354	0,88182	0,50522	0,55902
0,74976	0,81864	0,97285	0,63284	0,63979	0,8047	0,63413	0,62086	0,78905	0,64879	0,61179	0,7832
0,43705	0,96529	0,90500	0,76098	0,55676	0,90837	0,77415	0,56367	0,89414	0,78276	0,56024	0,90014
Period 1			Period 12			Period 22			Period 32		
0,97180	0,02768	0,00052	0,83542	0,10134	0,06325	0,80892	0,11666	0,07442	0,7974	0,12304	0,07956
0,00003	0,33234	0,66762	0,15787	0,27314	0,56899	0,19714	0,26101	0,54184	0,21566	0,25552	0,52882
0,01142	0,40324	0,58534	0,08881	0,07776	0,83343	0,10213	0,10029	0,79758	0,10136	0,09854	0,8001
2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile		
0,20686	0,00364	0,00245	0,184	0,03853	0,03783	0,18071	0,04087	0,04074	0,17798	0,04143	0,04076
0,00338	0,00658	0,04297	0,06394	0,03925	0,09664	0,07336	0,0411	0,10541	0,07609	0,04121	0,10479
0,00306	0,04826	0,04484	0,0182	0,03	0,13254	0,0239	0,02962	0,11366	0,0213	0,02916	0,10922
97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile		
0,97394	0,40244	0,57220	0,88213	0,47897	0,54878	0,88104	0,49318	0,55434	0,8818	0,51026	0,56131
0,72827	0,79422	0,94859	0,63473	0,63562	0,80385	0,63548	0,62124	0,78783	0,64885	0,61173	0,78316
0,49516	0,85845	0,88702	0,76404	0,55874	0,90611	0,77393	0,56296	0,89433	0,78304	0,56169	0,90058
Period 2			Period 13			Period 23			Period 33		
0,96659	0,03227	0,00114	0,83253	0,10231	0,06516	0,80517	0,11861	0,07622	0,79796	0,12246	0,07958
0,00973	0,31601	0,67425	0,162	0,27089	0,5671	0,2021	0,25944	0,53846	0,21589	0,25539	0,52872
0,01422	0,28062	0,70515	0,08923	0,08127	0,8295	0,10183	0,09995	0,79822	0,10193	0,0986	0,79946
2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile		
0,20226	0,00835	0,00697	0,18357	0,03723	0,04017	0,17872	0,04085	0,04126	0,17904	0,04081	0,04093
0,00991	0,01153	0,06878	0,06422	0,03954	0,09871	0,07305	0,04088	0,10549	0,07622	0,04124	0,10485
0,00684	0,06040	0,10004	0,01812	0,0292	0,13197	0,02369	0,03014	0,11134	0,02059	0,02927	0,10922
97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile		
0,95968	0,39850	0,57304	0,87472	0,47992	0,5438	0,88147	0,49099	0,55319	0,88171	0,51024	0,56173
0,70814	0,75367	0,92408	0,61926	0,63142	0,80305	0,63442	0,62381	0,78685	0,64886	0,61172	0,78257
0,54158	0,73153	0,86649	0,76329	0,56014	0,90598	0,77381	0,56230	0,89633	0,78258	0,56308	0,89956
Period 3			Period 14			Period 24			Period 34		
0,89530	0,06616	0,03855	0,83091	0,10407	0,06501	0,80475	0,11922	0,07603	0,79705	0,1232	0,07975
0,03399	0,30710	0,65891	0,16392	0,27197	0,5641	0,20460	0,25866	0,53673	0,21632	0,25511	0,52857
0,02279	0,19620	0,78101	0,09104	0,08781	0,82116	0,10151	0,09972	0,79878	0,10211	0,09858	0,79931
2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile		
0,22455	0,01727	0,01842	0,18389	0,03874	0,04142	0,17422	0,04074	0,04134	0,17781	0,03993	0,041
0,02628	0,01754	0,07445	0,06463	0,04056	0,10005	0,07366	0,04081	0,10544	0,07632	0,04124	0,10566
0,00734	0,06338	0,12966	0,01869	0,02978	0,12742	0,02334	0,02997	0,11082	0,02053	0,02921	0,10922
97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile		
0,91350	0,41153	0,53922	0,87952	0,48287	0,54461	0,88129	0,49400	0,55134	0,88286	0,51159	0,56394
0,67874	0,72808	0,88851	0,61903	0,63024	0,80101	0,63637	0,62543	0,78685	0,64886	0,61168	0,78255
0,59012	0,64403	0,87111	0,77164	0,56422	0,90347	0,77606	0,56165	0,89733	0,78278	0,56377	0,89893
Period 4			Period 15			Period 25			Period 35		
0,90409	0,05010	0,04581	0,82071	0,10944	0,06985	0,80466	0,11836	0,07698	0,79597	0,12345	0,08058
0,06721	0,29891	0,63388	0,17613	0,26737	0,5565	0,20555	0,25844	0,53600	0,21728	0,25503	0,52768
0,05764	0,14622	0,79613	0,09598	0,09112	0,8129	0,10167	0,09924	0,79909	0,10208	0,09882	0,79911
2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile		
0,21136	0,02155	0,02306	0,17781	0,03945	0,04245	0,17731	0,04106	0,04118	0,17625	0,03938	0,04092
0,03428	0,02214	0,08074	0,06719	0,03938	0,10328	0,07376	0,04150	0,10451	0,0766	0,04127	0,10568
0,01148	0,04821	0,12330	0,01924	0,02981	0,118	0,02301	0,02987	0,11069	0,02048	0,02921	0,10922
97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile		
0,91342	0,38987	0,55876	0,8805	0,49248	0,55153	0,88123	0,49595	0,55247	0,88284	0,51056	0,56517
0,67414	0,69212	0,86372	0,62428	0,62863	0,79583	0,63850	0,62517	0,78596	0,64885	0,61164	0,78183
0,65815	0,64458	0,88441	0,77592	0,56484	0,90059	0,77875	0,56063	0,89585	0,78256	0,5632	0,89907
Period 5			Period 16			Period 26			Period 36		
0,88938	0,06792	0,04270	0,82109	0,11054	0,06838	0,80330	0,11977	0,07694	0,79541	0,12409	0,0805
0,07138	0,29597	0,63265	0,17998	0,26546	0,55456	0,20621	0,25833	0,53546	0,21865	0,25457	0,52678
0,04539	0,10581	0,84879	0,09966	0,09213	0,8082	0,10145	0,09862	0,79994	0,10211	0,09917	0,79872
2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile		
0,19817	0,02708	0,02757	0,17776	0,03999	0,04295	0,17526	0,04135	0,04090	0,17889	0,03924	0,04077
0,04346	0,02777	0,08307	0,06854	0,04122	0,1032	0,07414	0,04134	0,10422	0,07677	0,04149	0,10575
0,01366	0,04987	0,16049	0,01964	0,02927	0,11833	0,02276	0,02942	0,10974	0,02046	0,02938	0,10921

Decomposição da variância do erro de previsão (continuação)

d1wr	d1y	U	d1wr	d1y	U	d1wr	d1y	U	d1wr	d1y	U
97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile		
0,90029	0,42756	0,55594	0,87655	0,48829	0,56262	0,88120	0,50197	0,55391	0,88283	0,51045	0,56731
0,64761	0,67932	0,84672	0,62497	0,62644	0,79383	0,64217	0,62456	0,78601	0,65353	0,61156	0,78269
0,68009	0,59452	0,88840	0,77723	0,5642	0,8995	0,77544	0,56092	0,89580	0,78261	0,56181	0,89968
Period 6			Period 17			Period 27			Period 37		
0,88799	0,06938	0,04262	0,81926	0,11	0,07075	0,80083	0,12086	0,07830	0,79597	0,12363	0,0804
0,08216	0,29489	0,62295	0,18274	0,26431	0,55295	0,20907	0,25761	0,53332	0,21881	0,25448	0,52671
0,04743	0,09265	0,85991	0,09994	0,09471	0,80535	0,10098	0,09829	0,80074	0,1024	0,09923	0,79837
2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile		
0,20426	0,02851	0,03065	0,17659	0,03954	0,04204	0,17309	0,04133	0,04109	0,17949	0,03934	0,03985
0,04660	0,02901	0,08697	0,06948	0,04108	0,10474	0,07468	0,04120	0,10430	0,07677	0,04131	0,10515
0,01333	0,04752	0,15824	0,02097	0,02965	0,11504	0,02259	0,02927	0,10923	0,02036	0,02941	0,10921
97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile		
0,89383	0,43241	0,55224	0,8771	0,49191	0,55977	0,88106	0,50042	0,55445	0,88282	0,51305	0,56767
0,63511	0,67235	0,84065	0,62877	0,62524	0,79506	0,64259	0,61970	0,78492	0,65442	0,61103	0,78167
0,69537	0,57890	0,88929	0,77524	0,56545	0,89887	0,77552	0,56010	0,89597	0,78239	0,56191	0,90022
Period 7			Period 18			Period 28			Period 38		
0,85098	0,08703	0,06199	0,81757	0,11184	0,07059	0,80034	0,12149	0,07817	0,79526	0,12414	0,0806
0,10452	0,28907	0,60641	0,18373	0,26513	0,55114	0,21125	0,25689	0,53186	0,21911	0,25431	0,52657
0,05785	0,08367	0,85848	0,10038	0,0981	0,80152	0,10078	0,09847	0,80075	0,10246	0,09924	0,7983
2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile		
0,19560	0,03195	0,03709	0,17667	0,04007	0,04304	0,17657	0,04150	0,04100	0,17852	0,03925	0,03995
0,05534	0,03192	0,09079	0,06935	0,03987	0,10488	0,07547	0,04109	0,10431	0,07731	0,04131	0,10456
0,01411	0,04243	0,15107	0,02123	0,0303	0,11311	0,02249	0,02936	0,10929	0,0202	0,02938	0,10921
97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile		
0,88505	0,43856	0,54859	0,87805	0,48874	0,55662	0,88199	0,50365	0,55809	0,88281	0,51411	0,57063
0,62888	0,64938	0,82549	0,62852	0,62552	0,79357	0,64529	0,61675	0,78481	0,65728	0,60958	0,78355
0,72507	0,56413	0,89660	0,77496	0,56444	0,89464	0,77837	0,55969	0,89646	0,78241	0,56183	0,89779
Period 8			Period 19			Period 29			Period 39		
0,85917	0,08320	0,05762	0,8116	0,1151	0,0733	0,80071	0,12077	0,07852	0,79458	0,12423	0,08118
0,12221	0,28351	0,59428	0,19178	0,26216	0,54606	0,21171	0,25672	0,53157	0,21975	0,25428	0,52597
0,07211	0,07173	0,85616	0,10188	0,09932	0,7988	0,10137	0,09824	0,80039	0,10245	0,09933	0,79822
2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile		
0,19101	0,03142	0,03481	0,17634	0,04056	0,04277	0,17839	0,04148	0,04075	0,17756	0,03918	0,03943
0,05581	0,03469	0,09007	0,06968	0,04074	0,10567	0,07554	0,04120	0,10441	0,07774	0,04132	0,10458
0,01386	0,03628	0,14495	0,02197	0,03115	0,11352	0,02246	0,02926	0,10926	0,02067	0,02934	0,10921
97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile		
0,88516	0,44261	0,54112	0,87712	0,49105	0,5508	0,88217	0,50421	0,55781	0,88276	0,5141	0,57022
0,63158	0,64327	0,82372	0,62802	0,6238	0,79036	0,64706	0,61547	0,78414	0,66113	0,60906	0,78218
0,75114	0,55894	0,90445	0,77457	0,56424	0,89413	0,78165	0,55933	0,90018	0,78225	0,56135	0,89815
Period 9			Period 20			Period 30			Period 40		
0,85358	0,08945	0,05696	0,81137	0,11585	0,07278	0,79958	0,12182	0,07860	0,79404	0,1248	0,08116
0,12799	0,281	0,59101	0,19464	0,26112	0,54423	0,21226	0,25641	0,53133	0,22071	0,25396	0,52532
0,06983	0,07073	0,85944	0,10266	0,09954	0,79779	0,10150	0,09792	0,80057	0,10242	0,09943	0,79815
2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile			2,5%-ile		
0,19162	0,03329	0,03569	0,18064	0,0405	0,04226	0,17679	0,04162	0,04097	0,17709	0,03909	0,03899
0,05694	0,03548	0,08965	0,07188	0,04079	0,10572	0,07572	0,04147	0,10460	0,07776	0,04134	0,10456
0,01623	0,03532	0,14706	0,02234	0,03103	0,11394	0,02250	0,02921	0,10923	0,02133	0,02946	0,10921
97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile			97,5%-ile		
0,88274	0,45853	0,54174	0,87979	0,49048	0,55507	0,88222	0,50682	0,55868	0,88275	0,51529	0,57346
0,63103	0,63997	0,81902	0,62944	0,62193	0,7897	0,64832	0,61415	0,78408	0,66507	0,60884	0,78414
0,75544	0,56856	0,91072	0,77483	0,56386	0,89527	0,78291	0,5593	0,9	0,78221	0,56015	0,89868
Period 10											
0,85207	0,09107	0,05687									
0,13314	0,28207	0,58479									
0,07256	0,07591	0,85153									
2,5%-ile											
0,19299	0,03493	0,03668									
0,05835	0,03681	0,09066									
0,01658	0,03472	0,14479									
97,5%-ile											
0,88096	0,46463	0,53869									
0,63842	0,6425	0,81451									
0,75295	0,56359	0,91022									