

UNIVERSIDADE TÉCNICA DE LISBOA
INSTITUTO SUPERIOR DE ECONOMIA E GESTÃO

Mestrado em Economia Monetária e Financeira

**EFEITOS NÃO KEYNESIANOS DA POLÍTICA ORÇAMENTAL:
EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA PORTUGAL**

NUNO MIGUEL SIMÕES VENES

Orientador: Prof. Doutor Álvaro Manuel Correia Antunes Pina

Constituição do Juri:

Presidente: Doutor Miguel Pedro Brito St. Aubyn, professor associado do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa;

Vogais: Doutor António Bento Ratão Caleiro, professor auxiliar da Universidade de Évora;

Doutor Álvaro Manuel Correia Antunes Pina, professor auxiliar do Instituto Superior de Economia e Gestão da Universidade Técnica de Lisboa.

Janeiro / 2003

EFEITOS NÃO KEYNESIANOS DA POLÍTICA ORÇAMENTAL: EVIDÊNCIA EMPÍRICA PARA PORTUGAL

Nuno Miguel Simões Venes

Mestrado em: Economia Monetária e Financeira

Orientador: Professor Doutor Álvaro Manuel Correia Antunes Pina

Provas concluídas em: 9 de Janeiro de 2003

RESUMO

A questão dos efeitos macroeconómicos da política orçamental tem gerado uma controvérsia sem fim entre as escolas de pensamento económico. Se por um lado, os keynesianos defendem a ocorrência de efeitos positivos e persistentes resultantes de políticas de carácter mais expansionista, os defensores da chamada «perspectiva alemã» advogam precisamente o contrário. De acordo com a visão não-keynesiana, uma política de consolidação gera efeitos expansionistas, assim como uma política dita expansionista provoca, em geral, contracções no PIB e na despesa privada.

Este trabalho surge assim no contexto deste intenso debate de ópticas opostas. É elaborado um estudo empírico para a economia portuguesa a partir do qual se pretendem apurar os efeitos de uma variação do consumo público. A partir da estimação de um modelo VAR semi-estrutural com cinco variáveis endógenas (nas quais se incluem o consumo público real e o PIB real) para um conjunto de observações trimestrais entre 1982 e 2000, é identificado um vector de choques estruturais sobre o consumo público real e simulados os seus efeitos dinâmicos sobre as restantes variáveis do modelo, em particular o PIB real, impondo a restrição de que o consumo público não é contemporaneamente afectado por choques nas restantes variáveis. No final, comparam-se as conclusões com os resultados obtidos nos principais trabalhos de investigação sobre esta matéria.

Palavras chave: estabilizações orçamentais expansionistas, efeitos não-keynesianos, modelos Vectores Auto Regressivos Estruturais (SVAR), funções de resposta a impulso (IRF), Portugal, choques estruturais.

Classificação do JEL: C32; E21; E62.

NON-KEYNESIAN EFFECTS OF FISCAL POLICY: EMPIRICAL EVIDENCE TO PORTUGAL

Nuno Miguel Simões Venes

Master in: Monetary and Financial Economics

Supervisor: Álvaro Manuel Correia Antunes Pina, Phd.

Master's exam on: January, 9th 2003

ABSTRACT

The discussion about the macroeconomic effects of fiscal policy has been generating a never-ending controversy among the schools of economic thought. If on the one hand, Keynesians stand up for the occurrence of positive and permanent effects arising from policies with a more expansionary nature, on the other hand, defenders of the so-called «German view» defend precisely the opposite. According to the non-keynesian point of view, consolidation produces expansionary effects, whereas an expansionary policy gives rise, in general, to GDP and private expenditure contractions.

This work then arises in the context of this deep debate of opposite points of view. We develop an empirical study of the Portuguese economy from which we attempt to investigate the effects of a one-time shock on total public consumption. From the estimation of a semi-structural VAR model with five endogenous variables (including real public consumption and real GDP) to a set of quarterly data from 1982 to 2000, we identify a vector of structural shocks on real public consumption and simulate their dynamic effects on the remaining variables of the model, particularly real GDP, imposing the restriction that the public consumption is not contemporaneously affected by changes in the remaining variables. At the end, we compare our conclusions with the results obtained in related papers.

Keywords: expansionary fiscal stabilizations, non-keynesian effects, Structural Vector Auto Regressive (SVAR) models, impulse response functions (IRF), Portugal, structural shocks.

JEL Classification: C32; E21; E62.

Índice

Lista de Figuras, Quadros e Gráficos.....	5
Agradecimentos.....	6
1 – Introdução.....	9
2 – Uma síntese da literatura.....	12
2.1 – <i>Efeitos Keynesianos vs. Efeitos não-Keynesianos da política orçamental</i>	12
2.2 – <i>Os casos da Dinamarca e da Irlanda</i>	13
2.3 – <i>Magnitude, persistência e composição dos ajustamentos orçamentais</i>	18
2.4 – <i>A importância do nível inicial do rácio da dívida pública / PIB</i>	31
2.5 – <i>A utilização de modelos SVAR no estudo da política orçamental</i>	33
2.6 – <i>Observações conclusivas</i>	41
3 – Descrição dos dados utilizados.....	43
4 – Análise empírica para Portugal (1982-2000).....	49
4.1 – <i>Estacionaridade das séries</i>	50
4.2 – <i>Determinação da ordem do VAR</i>	54
4.3 – <i>Identificação do choque estrutural sobre o consumo público</i>	59
4.4 – <i>Funções de resposta a impulso (Impulse Response Analysis)</i>	64
4.5 – <i>Análise dos resultados</i>	67
5 – Conclusão.....	73
Anexos.....	76
<i>Anexo A – Coeficientes de trimestralização</i>	77
<i>Anexo B – Séries anuais utilizadas (valores nominais)</i>	78
<i>Anexo C – Trimestralização de séries anuais</i>	79
<i>Anexo D – Exemplo de compatibilização de séries</i>	80
<i>Anexo E – Exemplo de cálculo de uma média ponderada da taxa de juro</i>	81
<i>Anexo F – Resultados de um VAR [com $\Delta \log(rtI)$]</i>	82
<i>Anexo G – Testes de autocorrelação, heteroced. e normalidade dos resíduos</i>	88
<i>Anexo H – Respostas a impulso</i>	89
Bibliografia.....	90

Lista de Figuras, Quadros e Gráficos

Figura 1: Logaritmo do PIB real e primeiras diferenças.....	53
Figura 2: Logaritmo do consumo público real e primeiras diferenças.....	53
Figura 3: Logaritmo da receita total líquida real e primeiras diferenças.....	53
Figura 4: Taxa de desconto do Banco de Portugal e primeiras diferenças.....	54
Figura 5: Logaritmo do índice de preços, primeiras e segundas diferenças.....	54
Figura 6: Resposta de $\log(g)$ a um choque estrutural em $\Delta\log(g)$	68
Figura 7: Resposta de $\log(y)$ a um choque estrutural em $\Delta\log(g)$	68
Figura 8: Resposta de $\log(rtl)$ a um choque estrutural em $\Delta\log(g)$	68
Figura 9: Resposta de r a um choque estrutural em $\Delta\log(g)$	69
Figura 10: Resposta de $d\log(p)$ a um choque estrutural em $\Delta\log(g)$	69
Figura 11: Resposta de $\log(g)$ a um choque estrutural em $\Delta\log(g)$	83
Figura 12: Resposta de $\log(y)$ a um choque estrutural em $\Delta\log(g)$	84
Figura 13: Resposta de $\log(rtl)$ a um choque estrutural em $\Delta\log(g)$	84
Figura 14: Resposta de r a um choque estrutural em $\Delta\log(g)$	84
Figura 15: Resposta de $d\log(p)$ a um choque estrutural em $\Delta\log(g)$	85
Figura 16: Resposta individual de $\Delta\log(g)$	85
Figura 17: Resposta individual de $\Delta\log(y)$	86
Figura 18: Resposta individual de $\Delta\log(rtl)$	86
Figura 19: Resposta individual de Δr	86
Figura 20: Resposta individual de $\Delta^2\log(p)$	87
Quadro 1: Episódios orçamentais com sucesso.....	27
Quadro 2: Contrações Orçamentais entre 1970-97.....	29
Quadro 3: Séries utilizadas.....	48
Quadro 4: Resultados dos testes de raízes unitárias.....	52
Quadro 5: Escolha da ordem do VAR.....	58
Quadro 6: Escolha da ordem do VAR [com $\Delta\log(rtl)$].....	82
Gráfico 1: Choques estruturais normalizados sobre o consumo público.....	63
Gráfico 2: Choques estruturais normalizados sobre o consumo público [VAR(5)].....	83

Agradecimentos

A conclusão deste trabalho não teria sido uma realidade sem a colaboração de um conjunto de pessoas às quais gostaria de deixar aqui o meu sincero agradecimento.

Ao meu orientador, o Prof. Doutor Álvaro Manuel Correia Antunes Pina, o meu sincero agradecimento pelo seu excelente trabalho de orientação. A disponibilidade e o espírito com que sempre me recebeu merece ser louvado. Além disso, o seu grau de rigor e exigência foram factores que sempre vi como fortemente positivos para o sucesso deste trabalho.

Ao meu colega e grande amigo, o Prof. Dr. Helder Reis, pelos comentários, sugestões, e apoio, sobretudo na parte empírica deste trabalho. Desde que nos conhecemos, que a sua postura tem revelado o verdadeiro significado da palavra amizade. Nas horas mais difíceis, nunca deixou de estar presente. Para ele, o meu abraço amigo.

Ao meu amigo, Prof. Dr. Carlos Esteves, pelo apoio dado e pela amizade, o meu muito obrigado. Um abraço.

Agradeço também aos Professores Helmut Lütkepohl, Oliver Holtemöller e Ralf Brüggemann, da *Humboldt-Universität zu Berlin*, pela disponibilidade e prontidão que revelaram ao dar resposta a um pedido de esclarecimento sem sequer me conhecerem. O brio académico vê-se também por atitudes como as suas.

Há também um vasto leque de pessoas a quem gostaria de agradecer a ajuda em momentos pontuais. É difícil falar de todas, mas destaco a Dr^a Emília Gião, directora do Centro de Documentação do Instituto de Gestão Financeira da Segurança Social, e a Sr^a Eleutéria (e restantes colegas), da Biblioteca Central do Banco de Portugal, pela forma como se prestaram a disponibilizar-me os dados de que necessitei para a elaboração deste trabalho. A ambas, o meu muito obrigado.

É ainda, meu sincero desejo fazer uma singela homenagem ao meu falecido avô, João Fernandes Simões, que sempre me ajudou e apoiou muito até à data do seu súbito falecimento, a 20 de Janeiro de 2002. Este momento de felicidade também é teu. Gosto muito de ti. Obrigado por tudo. Que a tua alma descanse em paz.

Para os meus pais, reservo um agradecimento especial, que só eles sabem interpretar. Foram a verdadeira génese deste trabalho. Sem eles, nunca teria chegado onde cheguei. Não posso deixar de louvar todos os sacrifícios que fizeram ao longo da vida, todas as dificuldades a que se submeteram para criar e educar os filhos da melhor maneira que lhes foi possível. O cumprimento de mais este objectivo também é uma vitória sua. Um beijinho muito especial aos dois.

Ao meu irmão Jorge e à minha avó Maria, o meu obrigado por tudo. O meu irmão dedicou grande parte do seu tempo a estudar comigo durante a parte académica deste mestrado, e sempre me apoiou e incentivou quando as forças mais me escasseavam. A minha avó (e o meu avô) foi quem me criou. Não há nada que pague o que fez, e continua a fazer por mim.

Para o fim, deixo uma palavra de reconhecimento para as pessoas que partilham comigo o mesmo tecto. São a minha fonte de energia todos os dias. À minha mulher, Paula, pelo amor com que sempre me ajudou, pela confiança, e pela paciência e sacrifícios que fez com toda a boa vontade, aquele beijinho especial.

À minha filha, Ana Lúcia, quero dedicar este trabalho. A alegria que me dá vê-la crescer saudável dia-a-dia ao longo dos sete meses de vida que já conta e o carinho com que me trata, não têm paralelo. Afinal, ela foi o maior impulso psicológico que recebi para a conclusão destas páginas. Para ti, filha, um beijinho cheio de ternura.

Nuno M. S. Venes

1 - Introdução

A questão dos efeitos macroeconómicos da política orçamental tem merecido lugar de destaque na literatura recente. A teoria keynesiana convencional, que advoga o efeito expansionista/contraccionista persistente provocado pelos aumentos/reduções da despesa pública e/ou pela redução/aumento das taxas de imposto, tem sido posta em causa pelos economistas oriundos da nova escola clássica.

A controvérsia acerca daqueles efeitos existiu desde sempre, embora tenha adquirido maior relevo a partir do momento em que Giavazzi e Pagano (1990), num trabalho pioneiro, identificaram dois casos que, na sua opinião, demonstravam que uma política orçamental contraccionista, em particular uma redução da despesa pública, poderia originar efeitos macroeconómicos expansionistas – correntemente designados na literatura como «efeitos não keynesianos da política orçamental». A política fortemente restritiva imposta em 1982 na Dinamarca, bem como o programa de consolidação introduzido em 1987-89 na Irlanda, originaram, segundo os autores, fortes expansões na economia, dando credibilidade aos defensores das chamadas «estabilizações orçamentais expansionistas», ou da «*expectation view of fiscal policy*»¹.

Por detrás deste comportamento macroeconómico, que ocorre na sequência de políticas orçamentais contraccionistas está, segundo os defensores da chamada «perspectiva alemã», o importante papel das expectativas dos agentes económicos. Basicamente, o

¹ Na literatura aparecem frequentemente várias designações para o mesmo fenómeno, como «estabilizações orçamentais expansionistas», «*expectation view of fiscal policy*», ou «perspectiva alemã». Neste trabalho utilizaremos indiscriminadamente estes termos.

que sucede é que, após a introdução de um programa de estabilização, não obstante possa ocorrer um efeito keynesiano de curto prazo, o efeito de longo prazo é expansionista, uma vez que os agentes incorporam a expectativa de que o seu rendimento permanente se irá alterar – visto que, no futuro, a carga fiscal será inferior dada a redução presente do défice – permitindo-lhes aumentar os níveis de despesa.

Esta visão do comportamento microeconómico dos agentes tem sido criticada pelos economistas de carácter mais keynesiano, quando é tomada como uma verdade absoluta. Por exemplo, Blanchard (1990) admite, sob determinadas condições, a possibilidade de ocorrência de efeitos não keynesianos da política orçamental. Na sua opinião, um ajustamento orçamental realizado através do aumento dos impostos pode gerar aqueles efeitos. Por um lado, o efeito convencional reduz o consumo presente dos indivíduos, na medida em que a redistribuição intertemporal dos impostos do futuro para o presente aumenta a sua carga fiscal actual. Segundo o autor, a força deste efeito depende de em que medida a economia parte de uma situação de equivalência ricardiana. Por outro lado, o aumento de impostos no presente cria a expectativa de menores impostos no futuro, possibilitando um aumento dos níveis de consumo presente.

Mais recentemente, tem surgido um conjunto de trabalhos de investigação - ainda que escassos face à importância desta temática - que adoptam para os estudos de política orçamental uma metodologia econométrica amplamente conhecida e utilizada em estudos de política monetária – os Vectores Auto Regressivos Estruturais (SVAR).

Assim, dada a importância desta área, a inexistência de estudos empíricos sobre os efeitos da política orçamental em Portugal através da utilização de modelos SVAR, bem como o gosto pessoal que sinto por este campo da investigação em macroeconomia, decidi tentar elaborar um trabalho que concilie um levantamento da literatura relacionada com o tema em análise, com um estudo empírico que permita aferir dos efeitos macroeconómicos da política orçamental em Portugal. Para isso, farei a simulação de um choque no consumo público e analisarei os seus efeitos dinâmicos sobre um conjunto de variáveis macroeconómicas.

Assim, a secção 2 faz uma síntese da literatura mais importante relacionada com os efeitos da política orçamental. Na secção 3 dá-se uma explicação dos dados utilizados no trabalho empírico, desde a forma como as séries foram obtidas até às transformações que sofreram. A secção 4 compreende o estudo empírico em si. Aqui são feitos testes à estacionaridade das séries, determina-se a ordem do modelo VAR a estimar, estima-se o modelo, identifica-se o choque estrutural que se pretende estudar, calculam-se as funções de resposta a impulso e analisam-se os resultados. Finalmente, na secção 5, apresentam-se as principais conclusões deste trabalho, bem como pistas para investigação futura.

2 - Uma síntese da literatura

2.1 - Efeitos Keynesianos vs. Efeitos não-Keynesianos da política orçamental

As implicações teóricas dos processos de consolidação orçamental diferem substancialmente entre as teorias económicas. Na perspectiva keynesiana tradicional, reduções da despesa pública, bem como aumentos dos impostos, originam contracções do produto. Do lado oposto, os modelos da nova escola clássica sustentam que quando a despesa pública aumenta, o consumo privado diminui e vice-versa.

A questão da possibilidade de ocorrência de efeitos não-keynesianos da política orçamental surgiu no início dos anos 80, quando o Conselho Alemão de Peritos Económicos expressou, em 1981, a sua perspectiva, segundo a qual o impacto dos défices orçamentais na procura agregada seria negativo. Desta forma, os cortes orçamentais seriam vistos como uma via para a expansão económica.

Hellwig e Newman, citados em Giavazzi e Pagano (1990), sintetizaram desta forma a chamada "perspectiva alemã"²:

"According to conventional wisdom, any policy of consolidation is likely to contract real aggregate demand in the shorter run. This Keynesian conclusion, however, is misleading as it neglects the role of expectations. A more adequate analysis

² Também designada na literatura por "the expectation view of fiscal policy". Veja-se, por exemplo, Zaghini (1999).

differentiates between the direct demand effect of cutting the growth of government expenditure and the indirect effect of an induced change in expectations. The direct demand impact of slower public expenditure growth is clearly negative...The direct effect on aggregate demand of the initial reduction in expenditure growth occurs through an improvement in expectations if the measures taken are understood to be part of a credible medium-run program of consolidation, designed to permanently reduce the share of government in GDP...[and thus] taxation in the future."

2.2 - Os casos da Dinamarca e da Irlanda

Feldstein (1982) havia já avançado a ideia de que contracções permanentes da despesa pública poderiam originar uma expansão da actividade económica, desde que fossem entendidas como um indicador de redução futura dos impostos e, logo, de aumento do rendimento permanente.

Durante a década de 80, dois episódios na Europa (Irlanda e Dinamarca) parecem ter dado razão aos defensores desta perspectiva. Estes dois países foram os exemplos mais proeminentes das chamadas "estabilizações expansionistas" na Europa. No caso da Dinamarca, os cortes orçamentais de 1982 terão originado, segundo Giavazzi e Pagano (1990), uma expansão nos quatro anos subsequentes.

Na Irlanda, o resultado foi semelhante, aquando da estabilização de 1987-89, embora uma tentativa prévia (no início da década) tenha feito a economia mergulhar numa dura recessão.

Na sequência destas experiências, algumas questões pertinentes se colocaram. Porque é que as experiências dinamarquesa e irlandesa contrariaram de modo tão claro os predicados keynesianos sobre os efeitos de uma contracção orçamental? Que motivos estiveram por detrás do sucesso da política de estabilização irlandesa após o falhanço inicial?

Giavazzi e Pagano (1990) tentaram responder a estas questões, na medida em que estas experiências oferecem a oportunidade de identificar sob que condições as contracções orçamentais podem ser expansionistas, referindo-se a este tipo de incerteza sobre os efeitos finais das contracções orçamentais na economia, especialmente na despesa privada, como um verdadeiro "*consumption puzzle*".

Segundo estes autores, as semelhanças entre as políticas de estabilização dinamarquesa e irlandesa não residem apenas na magnitude dos cortes orçamentais, porquanto, em ambos os casos, os planos de estabilização foram acompanhados por políticas monetárias e cambiais complementares. Só analisando o papel destas políticas é possível compreender os efeitos das contracções orçamentais.

No caso dinamarquês, importa entender o contexto macroeconómico do início dos anos 80. A dívida pública crescia desmesuradamente (de 29% do PIB em 1980 para 65% em 1982), em resultado das elevadas taxas de juro e défices primários fortes. O novo governo de coligação conservador introduzira um pacote de medidas orçamentais de austeridade acompanhadas pelo anúncio, por parte do Banco Central, de que a taxa de câmbio da coroa face ao marco alemão iria ser fixa. As restrições aos movimentos de

capitais foram desaparecendo gradualmente. A própria estrutura temporal das taxas de juro após o anúncio da estabilização revelava a credibilidade da política.

O resultado da forte contracção orçamental foi, assim, um crescimento médio do PIB real de 3,6% entre 1983 e 1986. O crescimento baseou-se, sobretudo, na procura interna. O consumo e o investimento privados aceleraram rapidamente. O incremento do consumo esteve directamente relacionado com o crescimento da riqueza, como revelava o modelo econométrico do Banco da Dinamarca.

A dívida pública desempenhou também um papel importante na riqueza das famílias. Assim, segundo Giavazzi e Pagano (1990), a expectativa de redução da inflação fez aumentar o valor real dos juros da dívida a pagar no futuro e a descida das taxas de juro reais reduziu a taxa de desconto aplicável ao valor real daqueles juros. Ao mesmo tempo, o preço dos activos cresceu bruscamente e o consumo começou a aumentar, revelando uma rápida inversão nos níveis de confiança dos consumidores. Esta inversão resultou, em parte, do aumento da riqueza financeira e real, para além do optimismo quanto ao rendimento esperado no futuro. Note-se, porém, que este *boom* do consumo ocorreu num momento em que os impostos se encontravam já numa fasquia elevada.

De acordo com os mesmos autores, o caso irlandês foi substancialmente diferente. A situação das finanças públicas era, em 1981, muito pior do que a da Dinamarca. O défice orçamental de pleno emprego era de 8,4% do PIB e o rácio da dívida pública em relação ao PIB atingia 87%. Em 1982 viria a ter lugar o primeiro plano de ajustamento orçamental. Dois anos mais tarde o défice havia sido significativamente esbatido.

fundamentalmente devido ao aumento de impostos. Paralelamente, as autoridades monetárias haviam optado por um forte plano de desinflação, através de uma política de peg do valor da libra irlandesa ao marco alemão (por via do Sistema Monetário Europeu). Não obstante o resultado tenha sido uma quebra das taxas de juro nominais e reais, o efeito na procura privada viria a ser devastador. O consumo privado real caiu 7,1% em 1982 e as suas taxas de crescimento foram praticamente nulas nos dois anos subsequentes. O investimento empresarial seguiu igual trajectória, apesar da descida das taxas de juro reais. Em 1987, o novo governo dirigido por Charles Haughey viria a enveredar por um programa de austeridade sem precedentes no país, através de duros cortes na despesa e no investimento públicos. O aumento das receitas fiscais veio a verificar-se por via de uma reforma fiscal que alargou a base tributável, e não através de um aumento das taxas de imposto, como havia sucedido em 1982.

No espaço de dois anos, o défice orçamental de pleno emprego desceu significativamente, e o crescimento real dava sinais de retoma. Além disso, pela primeira vez desde o início da década de 70, o rácio da dívida pública sobre o PIB começava a decrescer.

Uma outra diferença significativa em relação ao plano de estabilização de 1982, prendeu-se com a política cambial seguida. A estabilização de 1987 foi precedida de uma forte desvalorização, o que viria a facilitar o processo, não tanto pelo efeito directo sobre a procura externa, mas pelo efeito indirecto sobre as taxas de juro e a procura interna. A queda das taxas de juro ficou a dever-se à credibilidade da política e da nova

paridade cambial imposta pela desvalorização, possibilitando a retoma da procura interna.

Giavazzi e Pagano (1990) concluem, assim, que poderão existir casos em que a chamada “perspectiva alemã” ganha relevância empírica³. A experiência dinamarquesa revelou que cortes na despesa pública podem vir a estar associados a expansões do consumo, mesmo perante um aumento substancial do nível de impostos. Já no caso irlandês, destacou-se a importância das restrições de liquidez no desenvolvimento do mecanismo de transmissão da política orçamental. Assim, quando o rendimento disponível contrai efectivamente o consumo privado, as teorias keynesianas ganham relevo, como foi visível aquando do primeiro plano de estabilização, em 1982, em que o consumo caiu 7%.

Ainda segundo os mesmos autores, uma boa parte dos efeitos expansionistas das contracções orçamentais, nomeadamente a dinamarquesa e a irlandesa, se ficou a dever a políticas de desinflação operadas através da passagem a regimes de câmbio fixo com o marco alemão (ligado a uma reduzida taxa de inflação), bem como à liberalização dos movimentos de capitais. O resultado foi uma queda das taxas de juro nominais que, na presença de inércia da inflação, permitiu uma descida correspondente das taxas reais e o consequente aumento da procura agregada.

³ Alguns estudos contrariam esta perspectiva. Vejam-se, a título de exemplo, as conclusões de Barry e Devereux (1995), ou Hjelm e Johansson (2002), trabalhos referidos mais adiante neste capítulo.

Na sequência dos episódios ocorridos na Dinamarca e na Irlanda, foi surgindo um conjunto de trabalhos, nos quais se apresentam modelos e teorias para a possibilidade de ocorrência de efeitos não-keynesianos da política orçamental⁴.

2.3 - Magnitude, persistência e composição dos ajustamentos orçamentais

Num estudo mais recente, Giavazzi e Pagano (1995), baseando-se num modelo de consumo com horizonte finito no qual a equivalência ricardiana não se verifica⁵, sugeriram que o efeito riqueza sobre o consumo mais do que compensa o efeito keynesiano recessivo associado a uma redução da despesa pública. Estudaram a relação entre algumas variáveis orçamentais e o consumo privado para um painel de dezanove países da OCDE, utilizando dados anuais para as séries do produto, consumo privado, investimento empresarial, impostos, transferências, dívida pública e consumo público, e um período amostral compreendido entre 1970 e 1992. Em particular, estudaram a expansão orçamental ocorrida na Suécia no início dos anos 90. O objectivo foi o de determinar que características de um plano de estabilização tornam mais provável uma resposta positiva na procura privada. Seria essa resposta mais provável perante alterações orçamentais fortes e persistentes? Seriam idênticos os efeitos resultantes de cortes da despesa pública, aumentos dos impostos ou reduções das transferências públicas? Sob que circunstâncias económicas seria aquela resposta mais provável?

⁴ Para uma síntese de alguns estudos empíricos sobre a existência de efeitos não-keynesianos da política orçamental pode ver-se Afonso (2001 e 2002).

⁵ Veja-se, por exemplo, Blanchard (1985).

Neste estudo, os autores concentraram-se na relação entre os efeitos da política orçamental e a sua **magnitude e persistência**.

Da análise efectuada para um conjunto de dezanove países da OCDE, os autores concluíram que variações no défice primário e, em particular, no consumo público têm efeitos distintos na procura privada em função da sua magnitude. Assim, reduções do consumo público e, conseqüentemente do défice primário, de magnitude «normal» tendem a associar-se a contracções na procura privada – **efeitos keynesianos**⁶. No entanto, quando a redução do consumo público ou do défice primário se torna muito forte e/ou persistente, a sua relação com a procura privada altera-se, uma vez que esta tende a expandir-se – **efeitos não-keynesianos**. Assim, uma contracção forte e/ou persistente tende a estar associada a um acréscimo da procura privada, enquanto que uma expansão orçamental forte e/ou persistente está correlacionada com contracções da procura privada. Estes efeitos estão presentes não apenas no caso em que a alteração de política é feita através de variações do consumo público, mas também quando se fazem variar os impostos e/ou as transferências. Os autores mostraram a consistência desta conclusão com os resultados da política expansionista da Suécia no início dos anos 90, na qual o impulso fiscal se baseou essencialmente em reduções de impostos, em detrimento de alterações no consumo público, como havia sucedido nas experiências prévias da Dinamarca e da Irlanda. No caso sueco, o rácio do consumo público em relação ao PIB manteve-se praticamente inalterado durante a expansão de 1990-93. No entanto, a queda dos impostos líquidos esteve associada a um decréscimo dramático da procura privada doméstica. Várias explicações foram avançadas para este resultado.

⁶ Blanchard (1990) argumenta que também um aumento dos impostos pode ter um efeito expansionista desde que crie a expectativa de que, no futuro, esse aumento seja mais moderado.

como a alteração das taxas de juro reais e do preço dos activos (efeito riqueza). Tais explicações são, segundo os autores, insuficientes. Os efeitos não-keynesianos ocorreram, pelo menos em parte, devido à queda das expectativas do sector privado acerca do rendimento futuro do capital e do trabalho (forte revisão em baixa do rendimento disponível permanente).

McDermott e Wescott (1996) avançam a ideia de que uma política de consolidação orçamental forte pode gerar resultados expansionistas num espaço de tempo curto, devido à conseqüente redução dos prémios sobre as taxas de juro, aumentando assim o investimento. Além disso, as expectativas de menores impostos no futuro podem encorajar o consumo e o investimento. A análise empírica utilizada para testar esta hipótese passou por duas fases. Em primeiro lugar, seleccionaram um conjunto de episódios orçamentais bem sucedidos de entre aquilo a que chamam “episódios de consolidação orçamental significativa”, para vinte países industrializados, entre 1970 e 1995. A definição de “sucesso” baseou-se na magnitude da redução do rácio de dívida pública sobre o PIB medido dois anos após o termo da política contraccionista. Num segundo passo, apuraram as conseqüências das consolidações orçamentais sobre um conjunto de indicadores de desempenho macroeconómico. Concluíram que a persistência do ajustamento é um factor importante para o sucesso de uma contracção orçamental⁷. Assim, uma contracção persistente tem maior probabilidade de sucesso do que uma consolidação mais “tímida”. Ainda segundo os mesmos autores, uma consolidação implementada num contexto de crescimento económico mundial adverso, com taxas de juro crescentes, tem reduzidas possibilidades de vir a ter sucesso. Ao

⁷ Recorde-se que este resultado é consistente com as conclusões de Giavazzi e Pagano (1995).

contrário do que concluíram Giavazzi e Pagano (1995), grande parte do crescimento verificado após os casos bem sucedidos parece dever-se mais a aumentos do investimento do que do consumo. Para McDermott e Wescott (1996), fica demonstrado que o canal das taxas de juro pode estimular de modo mais efectivo a procura agregada do que o efeito riqueza dinamiza a despesa privada.

Para Drazen (1990), o efeito de uma contracção orçamental depende do facto de se considerar um aumento de impostos ou uma redução da despesa pública. No primeiro caso, o efeito sobre o consumo e o produto é puramente keynesiano (depressivo). Apenas as consolidações efectuadas através de cortes do consumo público podem ter efeitos “perversos”, ou não-keynesianos. Para justificar este ponto de vista, apresenta como exemplos os casos das estabilizações irlandesas. Na primeira, o défice orçamental foi reduzido por via do aumento de impostos, e o efeito foi recessivo. Já no segundo plano de estabilização, em que o corte no défice sucedeu através de fortes reduções quer do consumo, quer do investimento público, o resultado foi uma expansão da actividade económica.

Bertola e Drazen (1993) apresentam um modelo simples no qual os gastos públicos são função do nível inicial de despesa pública, e em que os efeitos da política orçamental sobre a actividade económica dependem do tipo de expectativas acerca das políticas futuras. Em particular, o modelo centra-se nos efeitos de alterações antecipadas da política orçamental sobre o consumo. Os autores concluem que o resultado de uma consolidação através de uma redução dos gastos públicos faz aumentar o consumo, enquanto que o produto, na pior das hipóteses, se mantém inalterado, podendo mesmo

aumentar, desde que mantenha uma relação inversa com o nível de impostos esperado para o futuro. Se a alteração de política for feita por via de um aumento de impostos, mantendo inalterada a despesa pública esperada, o resultado será uma contracção do produto. O consumo mantém-se, na melhor das hipóteses, ao mesmo nível, podendo contrair-se se se esperar um corte na despesa pública. Deste modo, a “*expectation view of fiscal policy*” parece, segundo os autores, ser capaz de explicar os diversos efeitos, quer dos cortes da despesa pública, quer dos aumentos de impostos.

Uma crítica à “*expectation view of fiscal policy*” pode ser encontrada em Barry e Devereux (1995), que desenvolveram um modelo com previsão perfeita e mercados de capitais perfeitos, em que se verifica a equivalência ricardiana. O modelo é, contudo, keynesiano na medida em que considera os salários e/ou os preços como não sendo perfeitamente flexíveis. Uma vez que as expectativas são cruciais, estas são introduzidas no modelo, dado que se espera que a rigidez de preços e salários se mantenha no futuro. O modelo é usado para aferir o impacto de contracções orçamentais temporárias e permanentes sobre o consumo, investimento, emprego e balança corrente. Enquanto que o consumo e o investimento podem ser estimulados por contracções orçamentais, o emprego, sob determinadas circunstâncias, é fortemente afectado. Esta conclusão não coincide totalmente com os resultados obtidos por Giavazzi e Pagano (1990) para as consolidações expansionistas dinamarquesa e irlandesa. Contudo, Barry e Devereux (1995) argumentam, por exemplo, que a retoma irlandesa não foi tão forte como indicaram Giavazzi e Pagano⁸, e que o crescimento do emprego foi mais fraco do que no Reino Unido ou na União Europeia.

⁸ Barry (1991) também contrariou a “*expectation view*”, concluindo que os factores que proporcionaram a retoma na Irlanda – forte procura externa, aumentos de competitividade e entradas de investimento

Alesina e Perotti (1995) analisaram um conjunto de ajustamentos orçamentais para vários países industrializados, concentrando-se essencialmente na composição desses ajustamentos. Sugeriram que, entre 1960 e 1992, as consolidações orçamentais foram introduzidas através de aumentos dos impostos, ao passo que as expansões orçamentais aconteceram por via de aumentos da despesa pública. Ao contrário das conclusões de Giavazzi e Pagano (1995), avançam a ideia de que a dimensão de um processo de consolidação não está muito relacionada com o seu sucesso⁹ ou insucesso. É a **composição do ajustamento** que mais relevo tem: nos ajustamentos bem sucedidos, a redução dos défices orçamentais tende a ser feita através de cortes da despesa pública em salários e transferências; no caso dos ajustamentos mal sucedidos, as políticas tendem a recair sobre o aumento de impostos ou a redução do investimento público.

Num trabalho posterior, Alesina e Perotti (1997) centraram-se nas consequências macroeconómicas dos ajustamentos orçamentais, quer nos casos bem sucedidos, quer nos mal sucedidos¹⁰. Uma vez mais, sugeriram que a composição do ajustamento pode influenciar o desempenho macroeconómico subsequente. Segundo os autores, o canal mais importante para possibilitar uma expansão económica é o dos custos unitários do trabalho. Para o demonstrar, distinguiram entre os efeitos neoclássicos e os resultantes de mercados de trabalho sindicalizados. Nos modelos neoclássicos a oferta de trabalho depende dos efeitos rendimento e substituição. Embora se assumam, em geral, que para

estrangeiro – mais do que compensaram os efeitos contractionistas da consolidação orçamental levada a cabo.

⁹ Os autores definem “sucesso” como a colocação do rácio de dívida pública sobre o PIB numa trajetória decrescente e sustentada.

¹⁰ Um estudo fora do convencional pode ser encontrado em Alesina, Perotti e Tavares (1998), que investigaram em que medida é que os governos que implementam programas de consolidação fortes podem sofrer penalizações em termos eleitorais e de popularidade. Este estudo revela o oposto, ou seja, que os governos que optam por aquele tipo de medidas orçamentais são, normalmente, recompensados nos actos eleitorais subsequentes.

aumentos de carácter permanente da riqueza o efeito rendimento prevaleça sobre o efeito substituição, empiricamente tem sido provado, adiantam, que nenhum dos efeitos sobre a oferta de trabalho individual é muito significativo. No caso dos mercados de trabalho sindicalizados, as reivindicações por salários mais elevados em resposta, por exemplo, a aumentos de impostos sobre o trabalho, podem conduzir a aumentos fortes dos custos laborais unitários, reduzindo a competitividade internacional¹¹.

Posteriormente, Alesina e Ardagna (1998) estudaram os efeitos decorrentes de processos de ajustamento orçamental nos países da OCDE desde o início da década de 60, enfatizando a importância do lado da oferta. Segundo este estudo, para que uma consolidação seja bem sucedida, tem que incluir cortes no emprego público, nas transferências e nos salários. Para que uma política nestes moldes possa ser politicamente possível, deve ser apoiada por sindicatos, de modo a garantir mercados de trabalho mais eficientes. Em geral, uma redução do défice orçamental por meio de aumentos dos impostos, concluem, é mal sucedida.

Giavazzi, Jappelli e Pagano (1999) analisaram em que circunstâncias a poupança nacional responde a choques de política orçamental de forma a contrariar a teoria keynesiana convencional. Utilizando um painel de dezoito países da OCDE, concluíram que um choque forte e persistente tende mais a gerar efeitos não-keynesianos, e que esses efeitos resultam mais de alterações nos impostos e transferências do que nos gastos públicos¹². Além disso, avançam a ideia de que os efeitos não-keynesianos parecem ser assimétricos, isto é, «(...) *they are stronger and more precisely estimated*

¹¹ Para os autores, o sucesso de um programa de consolidação orçamental está ligado, também, a melhorias dos índices de competitividade internacional.

¹² Conclusão semelhante obtiveram Giavazzi e Pagano (1995).

for fiscal contractions than for fiscal expansions.». Durante os períodos de fortes contracções orçamentais um aumento dos impostos praticamente não gera efeitos na poupança nacional. Também durante estes períodos, a composição do impulso orçamental é importante para o apuramento dos seus efeitos. Ao contrário do que é argumentado noutros trabalhos, os efeitos não-keynesianos resultam quando a consolidação é feita através de aumentos de impostos.

Também Zaghini (1999) se dedicou à questão da relação entre a persistência e a composição dos ajustamentos e a sua probabilidade de sucesso. Através da investigação das relações entre contracções orçamentais, melhorias permanentes nas contas públicas e desempenho macroeconómico no curto prazo, o autor encontrou evidência empírica nalguns países europeus, durante os últimos trinta anos, que aponta para a grande importância da composição e da persistência dos ajustamentos para a probabilidade de estes virem a ser bem sucedidos.

A principal conclusão reside no facto de os ajustamentos que ocorrem do lado da despesa e durante um período de tempo relativamente longo (três ou quatro anos) terem maior probabilidade de sucesso na redução do rácio de dívida pública sobre o produto do que os ajustamentos do lado da receita ou pouco persistentes (no máximo, um ano e meio). Segundo o autor, a experiência europeia recente revelou que apenas os ajustamentos levados a cabo através de cortes na despesa pública primária durante um período relativamente longo conseguiram reduzir efectivamente os défices públicos. Além disso, os episódios orçamentais bem sucedidos estiveram associados a melhorias do desempenho macroeconómico, isto é, durante o período dos ajustamentos e ao longo

dos dois anos subsequentes, as economias experimentaram fortes aumentos do consumo e do investimento, quedas do desemprego, aumentos da competitividade internacional e descida das taxas de juro.

Por outro lado, os resultados keynesianos tradicionais emergiram na sequência de processos de consolidação mal sucedidos: crescimento económico mais lento, quebras do consumo e do investimento e taxas de desemprego crescentes.

Estas conclusões empíricas podem ser interpretadas à luz da teoria da *"expectation view of fiscal policy"*¹³. Os ajustamentos mal sucedidos não são considerados suficientes para modificar a restrição orçamental intertemporal dos governos, fazendo prevalecer os efeitos keynesianos recessivos de curto prazo. O autor utilizou a magnitude relativa da redução dos encargos públicos para obter uma definição de sucesso segundo a qual, *«a period of tight fiscal policy is successful if three years after the end of the adjustment the public debt/GDP ratio has been reduced by at least 5% relative to the average value of the same ratio computed during the whole consolidation period.»*.

Assim, a experiência europeia mostra que, nas últimas três décadas, apenas doze programas de estabilização foram bem sucedidos (de acordo com a definição apresentada), de um total de 49. Durante os anos 70, embora a estabilização do rácio de dívida pública/PIB não tenha sido o objectivo directo dos programas de estabilização, nenhuma das consolidações obteve sucesso (mais uma vez, de acordo com a definição de sucesso apresentada atrás), dados os níveis relativamente reduzidos de dívida

¹³ Esta designação é utilizada, por exemplo, por Zaghini (1999), p. 8.

pública. Na década de 80, apenas três episódios foram bem sucedidos quer em termos de redução dos encargos públicos, quer em termos de dinamização da procura agregada. Foi na década de 90 que se verificou o maior número de episódios bem sucedidos. Entre 1990 e 1998, de um conjunto de vinte programas de consolidação, nove obtiveram sucesso em termos de redução do rácio de dívida pública sobre o produto sem prejudicar o crescimento económico. Esta situação ficou a dever-se à necessidade, por parte de alguns países europeus, de cumprimento dos critérios impostos pelo Tratado de Maastricht, nomeadamente em termos de disciplina das contas públicas.

O quadro 1 mostra a evolução dos rácios de dívida pública em relação ao PIB nos doze episódios orçamentais levados a cabo com sucesso na Europa, durante a década de 90:

Quadro 1 – Episódios orçamentais com sucesso
Rácios dívida pública/PIB, em %

		Média do período	Três anos depois (1)	Redução em pontos percentuais
Austria	1996-97	67,8	62,9	4,9
Bélgica	1993-94	134,4	121,9	12,5
Dinamarca	1983-86	71,1	60,7	10,4
Grécia	1996-98	110,1	102,9	7,2
Irlanda	1986-89	110,3	92,3	18,0
Itália	1995-97	123,3	111,4	11,9
Países Baixos	1993	81,2	77,1	4,1
Portugal	1994-95	64,9	57,8	7,1
Espanha	1996-97	69,6	63,8	5,8
Suécia	1986-87	59,9	43,5	16,4
Suécia	1994-96	77,8	63,6	14,2
Reino Unido	1995-98	54,0	48,8	5,2

Notas: (1) – Dois anos depois para a Grécia e Reino Unido.

Fonte: Comissão Europeia, citada em Zaghini (1999), p. 39.

Num trabalho recente, Hjelm (2000b) abordou uma linha diferente de investigação empírica, estudando o motivo pelo qual alguns processos geraram resultados macroeconómicos favoráveis, ao contrário de outros. Assim, o autor investiga a

importância das circunstâncias macroeconómicas que precedem as contracções orçamentais, numa linha proposta por Giavazzi e Pagano (1995). Hjelm (2000b) estudou os casos de contracções orçamentais em 19 países da OCDE durante o período de 1970-97, examinando quer os movimentos anteriores das taxas de câmbio, quer as taxas de crescimento dos rácios de dívida pública¹⁴. Recorde-se que os casos emblemáticos das “contracções expansionistas” da Irlanda e da Dinamarca¹⁵ nos anos 80 foram precedidos de fortes desvalorizações. O autor começa por definir contracção orçamental. A medida utilizada para detectar períodos contraccionistas foi a descida do défice primário corrigido do ciclo em percentagem do PIB potencial.

Assim, um período de tempo t é considerado como período de **contracção orçamental** se o decréscimo acumulado do défice primário corrigido do ciclo em percentagem do PIB potencial¹⁶:

- (i): exceder 5% em quatro anos sucessivos incluindo t ;
- (ii): exceder 4% em três anos sucessivos incluindo t ;
- (iii): exceder 3% em dois anos sucessivos incluindo t ;
- (iv): exceder 3% no ano t .

O quadro 2 (na página seguinte) mostra os períodos de **contracção orçamental** na Europa entre 1970 e 1997, de acordo com os critérios atrás definidos:

¹⁴ A importância desta questão foi realçada, por exemplo, por Blanchard (1990), Perotti (1999) e Sutherland (1997).

¹⁵ Ver Giavazzi e Pagano (1990).

¹⁶ Basta verificar-se uma das condições para que “ t ” se possa considerar como um período de contracção orçamental.

Quadro 2 – Contrações Orçamentais entre 1970-97

País	Período	País	Período
Austrália	1986-88	Itália	1976-77
Bélgica	1982-87	Itália	1982-83
Bélgica	1993-94	Itália	1995-97
Canadá	1993-97	Itália	1991-93
Dinamarca	1983-87	Países Baixos	1991-93
Finlândia	1975-76	Portugal	1982-87
Alemanha	1982-83	Espanha	1996-97
Grécia	1982-83	Suécia	1984-87
Grécia	1986-87	Suécia	1994-97
Grécia	1990-97	Reino Unido	1979-82
Irlanda	1981-84	Reino Unido	1994-97
Irlanda	1986-89		

Fonte: Hjelm (2000b), p. 46.

Note-se que as “célebres” contrações na Dinamarca e na Irlanda são captadas pela definição de contração orçamental apresentada por Hjelm (2000b).

Identificadas as contrações, o autor baseou a sua análise na relação entre o seu sucesso (avaliado em termos de impacto positivo no consumo privado) e a existência de desvalorizações e taxas de crescimento elevadas do rácio da dívida pública sobre o produto no período anterior à contração. Os resultados das regressões estimadas revelaram que o crescimento do consumo privado é significativamente mais forte durante os períodos contraccionistas precedidos de desvalorizações, em comparação com as contrações precedidas de revalorizações cambiais. Por outro lado, ao contrário das conclusões de alguns trabalhos nesta área¹⁷, o autor não encontrou suporte empírico para o facto de as contrações levadas a cabo perante casos de elevados rácios de dívida pública sobre o PIB gerarem efeitos mais fortes no crescimento do consumo privado. Em vez do nível do rácio, o que parece mais importante é o seu crescimento no período

¹⁷ É o caso, por exemplo, de Perotti (1999).

anterior à contracção. Assim, contracções precedidas de taxas de crescimento do rácio da dívida sobre o PIB superiores a 20% experimentam incrementos do consumo significativamente maiores do que as contracções em que as taxas são inferiores.

Hjelm e Johansson (2002) abordam a questão da permanência das contracções orçamentais, ou seja, da existência ou não de reduções permanentes do rácio da dívida¹⁸. Os autores propõem uma nova abordagem econométrica para determinar se as contracções são ou não permanentes, nomeadamente, através do estudo das relações de cointegração entre os impostos e a despesa pública. Por definição, relações de cointegração são fenómenos de longo prazo que dependem da estrutura da política orçamental, estrutura essa que pode mudar ao longo do tempo. Em particular, os autores centram-se nos casos geralmente designados como contracções bem sucedidas da Irlanda e da Dinamarca¹⁹. Através da utilização de dados para os impostos e para a despesa pública nestes dois países, os autores concluíram que a consolidação irlandesa de 1987-89 obteve sucesso no sentido em que alterou de forma permanente a relação de longo prazo entre a despesa pública e a receita. De tal forma, que o actual regime orçamental irlandês gera excedentes sólidos. Já na Dinamarca, não se detectou evidência empírica de cointegração com ou sem quebras estruturais. Para os autores, a principal justificação para as diferenças nos resultados das duas consolidações prendeu-se com o ambiente político vivido na Irlanda à data da prossecução do programa de ajustamento. As reformas foram levadas a cabo em estreita cooperação com as organizações laborais, num acordo conhecido como "*Social Partnership*" e incluíram cortes nos impostos em vez de aumentos salariais moderados. Esta solução reduziu a

¹⁸ Note-se que, muitas vezes os termos "permanente" e "bem sucedido" são utilizados como sinónimos na literatura.

¹⁹ Veja-se, por exemplo, Giavazzi e Pagano (1990).

pressão para a subida dos salários no sector público, permitindo atingir com maior facilidade um orçamento equilibrado. A consolidação dinamarquesa, apesar de ter gerado também uma expansão da actividade económica, não atingiu os contornos da Irlanda, talvez, segundo os autores, devido à ausência de uma "Social Partnership".

2.4 – A importância do nível inicial do rácio da dívida pública/PIB

Outros estudos concluíram que o peso da dívida pública no PIB pode também ser determinante para o sucesso de uma política de consolidação orçamental. A este propósito, Massimo Russo, presidente do Departamento Europeu do FMI, dizia²⁰:

"In Italy some fear the recessionary effects of further budget cuts. They should not: Italy belongs to that – fortunately small – group of countries where the public debt-GDP ratio is so high that budget cuts have expansionary, rather than depressing, effects on economic activity."

Por exemplo, Sutherland (1997) mostrou que uma descida nos impostos pode reduzir o rendimento permanente e, conseqüentemente, o consumo privado, e que tal pode suceder numa economia em que os agentes têm horizontes finitos, e desde que o rácio de dívida sobre o produto seja já muito elevado. Nesta situação, conclui, quando o sector privado se apercebe de que a política seguida é insustentável, os consumidores (em particular) passam a esperar a ocorrência de um ajustamento, de forma a que mais impostos venham a recair sobre si no futuro. Quando o rácio da dívida sobre o produto é reduzido, prevalecem os efeitos keynesianos expansionistas, dado que os indivíduos

²⁰ Excerto de uma conferência em Roma, a 6 de Junho de 1995, citado em Giavazzi e Pagano (1995), p. 1.

apenas esperam que um ajustamento venha a ocorrer num futuro distante, quando já não estiverem vivos.

Perotti (1999) testou um modelo semelhante ao de Sutherland (1997), para um painel de países da OCDE durante o período de 1965-94. Estudou a relação entre o desequilíbrio orçamental e a probabilidade de sucesso de uma consolidação²¹. Levando em consideração indivíduos com restrições de liquidez e outros sem essas restrições, também concluiu que quanto maior é o desequilíbrio orçamental ou o peso da dívida pública no produto, maior é a probabilidade de uma consolidação ser bem sucedida²².

Relacionado com esta questão está o estudo de Bhattacharya (1999), que explora em que medida as famílias se movem de comportamentos não-ricardianos para comportamentos ricardianos à medida que a dívida pública atinge níveis mais elevados e que a incerteza acerca do nível de impostos no futuro aumenta. Segundo este trabalho, quando o rácio de dívida pública sobre o produto ultrapassa um determinado valor crítico (que a autora estima que esteja entre 30% e 35%), a resposta das famílias a um aumento da despesa pública pode ser não-keynesiano (ricardiano). Na base deste comportamento está o facto de, à medida que o peso da dívida no produto aumenta, as famílias incorporarem a expectativa de que não vão conseguir transferir os custos de financiamento do défice orçamental para as gerações vindouras.

Blanchard (1990) defende que, sob determinadas circunstâncias, a “perspectiva alemã” dos efeitos da política orçamental pode ter suporte. Nomeadamente, quando um governo

²¹ Esta é, contudo, uma questão diferente da do impacto macroeconómico da política orçamental.

²² Para uma crítica a esta hipótese, veja-se, por exemplo, Giavazzi, Jappelli e Pagano (1999), e Hjelm (2000b).

consolida a sua posição orçamental através do aumento de impostos, as expectativas e o consumo privado sofrem alterações por intermédio de duas vias. Por um lado, há o “efeito convencional”, ou seja, a redistribuição intertemporal dos impostos do futuro para o presente aumenta a carga fiscal actual dos contribuintes, reduzindo assim o seu consumo. Segundo Blanchard, a força deste efeito depende de em que medida a economia parte de uma situação de equivalência ricardiana. Por outro lado, aumentando os impostos no presente, o governo reduz/elimina a necessidade de maiores ajustamentos no futuro, contribuindo, assim, para o aumento do consumo privado por via de uma melhoria das expectativas dos agentes.

2.5 – A utilização de modelos VAR no estudo da política orçamental

Os estudos empíricos mais recentes da política orçamental utilizam **modelos VAR**, e em particular, **modelos SVAR**²³ como ferramenta de investigação dos impactos de choques orçamentais na economia.

Os primeiros contributos foram dados por Ramey e Shapiro (1998) e por Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999). Nestes trabalhos, os autores seleccionaram um conjunto de choques exógenos de política orçamental através da identificação dos episódios mais relevantes após a leitura e interpretação de vários documentos históricos. Por intermédio da inclusão de uma variável dummy nos modelos VAR estudados, que toma o valor um

²³ Esta abordagem é frequentemente utilizada em estudos relativos à política monetária. A metodologia dos VAR estruturais (SVAR) consiste na imposição de um conjunto de restrições ao sistema que descreve as relações contemporâneas entre as variáveis do modelo a estimar. Para uma aplicação empírica desta metodologia veja-se, por exemplo, Blanchard e Perotti (1999) ou De Arcangelis e Lamartina (2001).

no momento do início dos episódios seleccionados, foram analisados os efeitos de um choque orçamental num leque de variáveis económicas. Os resultados obtidos apontam no sentido da validade dos modelos de crescimento neoclássicos simples.

Por exemplo, Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999) analisam o efeito de um choque positivo no consumo público real nos Estados Unidos. De acordo com os modelos que realçam a importância dos rendimentos crescentes à escala e da concorrência imperfeita, um choque deste tipo provoca uma subida dos salários reais. Já do ponto de vista neoclássico, o resultado seria uma descida dos salários reais. O trabalho destes autores apresenta suporte empírico para este último tipo de modelos.

Burnside, Eichenbaum e Fisher (2000) também investigaram a resposta dos salários reais e do número de horas de trabalho a um choque exógeno de política orçamental. Identificaram o choque através da resposta dinâmica da despesa pública e das taxas de imposto a um aumento exógeno das compras de material bélico. Os choques fiscais isolados caracterizam-se por elevadas correlações entre a despesa pública, as taxas de imposto e o número de horas trabalhadas, bem como diminuições persistentes dos salários reais. Sob a hipótese de as taxas marginais de imposto serem constantes, uma hipótese padrão na literatura, os autores concluíram pelo bom desempenho dos modelos tradicionais dos Ciclos Económicos Reais (*Real Business Cycles*), na explicação daqueles factos. Uma vez posta de parte esta hipótese, os modelos RBC falham, o que leva os autores a classificar as suas conclusões empíricas como «(...) *a challenge to a wide class of business cycle models*».

Blanchard e Perotti (1999), com base em séries trimestrais, analisam os efeitos dinâmicos de choques na despesa pública e nos impostos sobre a actividade económica nos Estados Unidos, no período do pós-guerra. Através de informação institucional suficiente acerca do sistema de impostos e transferências (bem como do *timing* de cobrança dos impostos), os autores obtiveram estimativas dos efeitos automáticos de movimentos inesperados na actividade económica sobre as variáveis orçamentais. Associaram dois parâmetros do modelo estimado, a dois efeitos diferentes da actividade económica nos impostos e na despesa: os efeitos automáticos no contexto das regras de política orçamental existentes; os ajustamentos discricionários de política orçamental, em resposta a acontecimentos inesperados em cada trimestre. Para os autores, a chave para o procedimento de identificação advém do reconhecimento de que a utilização de dados trimestrais elimina «virtualmente» o segundo canal, dado que a condução da política orçamental revela que os decisores políticos demoram mais do que um trimestre para se aperceberem da ocorrência de um choque no PIB, decidir que medidas adoptar, aprovar e colocar em prática essas mesmas medidas. Assim, num segundo passo, utilizando a abordagem econométrica dos modelos VAR estruturais, estimaram os efeitos dinâmicos daquelas variações orçamentais (provocadas pelos movimentos inesperados na economia) sobre o PIB real. Uma vez que, quer a despesa pública, quer os impostos afectam o PIB, e que despesa e receita não são, presumivelmente, independentes, para estimar os efeitos de uma tornou-se necessário incluir a outra. A variável de despesa foi definida como o consumo total de bens e serviços, isto é, a soma do consumo e do investimento públicos, a que os autores chamam, por simplificação, «despesa». A variável de receita foi definida como a receita total de impostos subtraída das transferências (incluindo o pagamento de juros da dívida pública). A esta variável,

os autores chamam «impostos líquidos», ou apenas «impostos». O vector de variáveis endógenas do VAR inclui os logaritmos dos impostos trimestrais, da despesa e do PIB, em termos reais e *per capita*. A economia revelou reacções tipicamente keynesianas quer a choques na despesa, quer na receita. Assim, um aumento da despesa dinamiza o PIB, ao passo que um incremento dos impostos gera uma contracção da actividade económica. Em ambos os casos, e na maioria das especificações testadas, o multiplicador é pequeno (próximo da unidade).

No entanto, quer um aumento dos impostos, quer da despesa pública, resultam numa forte contracção do investimento. Recorde-se que, segundo a teoria keynesiana, os efeitos daqueles dois choques deveriam ser opostos. Sobre este ponto, os autores remetem eventuais explicações para investigação futura.

De Arcangelis e Lamartina (2001) elaboraram um estudo que se pode dividir em duas partes. Em primeiro lugar, tentaram descobrir que regime de política orçamental tem caracterizado alguns países da OCDE (Itália, Alemanha, França e Estados Unidos), isto é, sob que “conjunto de regras” se rege a política orçamental²⁴. Numa segunda fase, com base na metodologia dos modelos VAR estruturais, elaboraram uma análise simulatória para mostrar os efeitos de choques de política orçamental na actividade económica, bem como noutros agregados macroeconómicos relevantes. Sobre este aspecto, pode ler-se o seguinte comentário²⁵:

²⁴ Um regime de política orçamental é definido pela ordem causal das decisões orçamentais. Dois regimes diferentes são caracterizados pelo facto de as decisões de despesa precederem as medidas fiscais, e vice-versa.

Como variáveis de política orçamental, os autores utilizaram a despesa pública em salários e transferências, outras despesas públicas (despesa residual) e o rácio de pressão fiscal (Receita fiscal/PIB).

²⁵ De Arcangelis e Lamartina (2001), p. 2.

“From the theoretical point of view the literature on the nonkeynesian effects of fiscal policy (initially inspired by Giavazzi and Pagano, 1990) has shown that fiscal adjustments are able to bring about expansionary effects to the economy when they strongly affects private expectations. In particular, although fiscal policy may be restrictive in the traditional sense, when the fiscal restriction is implemented so as to credibly correct an intertemporal disequilibrium, private expectations may overturn the initial restrictive impact of fiscal contractions and induce an increase in economic activity.”

Os autores concluem que a França e a Itália se caracterizam por regimes orçamentais nos quais inovações na despesa pública em salários e transferências devem ser considerados como choques primários, que induzem variações estruturais na despesa residual e na pressão fiscal. Este regime é, no entanto, rejeitado para a Alemanha e Estados Unidos, embora seja de notar que sob regimes alternativos, sejam as inovações estruturais na despesa em salários e transferências a gerar o efeito mais forte no produto. A simulação de choques no rácio de pressão fiscal aponta no sentido da validação da teoria keynesiana, ou seja, um aumento naquele rácio provoca uma recessão que pode durar até quatro anos (a magnitude do impacto depende da intensidade e da persistência do ajustamento), excepto para a França, onde não se detectaram efeitos no produto.

Note-se que, de acordo com todas as simulações realizadas por estes autores, o impacto dos choques testados é limitado, segundo os mesmos. Assim, um choque de 3% na despesa ou na pressão fiscal raramente produziu efeito superior a 1% no produto.

Fatás e Mihov (2001a) apresentam um estudo empírico sobre os efeitos da política orçamental. A abordagem deste trabalho difere um pouco da convencional, na medida em que os autores analisaram a relação entre a dimensão dos governos²⁶ e a volatilidade dos ciclos económicos, através do estudo dos efeitos dos estabilizadores automáticos num conjunto de vinte países da OCDE. Concluíram que em países nos quais os governos têm maior peso, os ciclos económicos tendem a ser menos voláteis²⁷. Na segunda parte do trabalho, os autores construíram uma medida de política discricionária, através da metodologia VAR semi-estrutural²⁸, e concluíram que políticas expansionistas geram impactos fortes, positivos e persistentes na actividade económica. Não obstante estes resultados keynesianos, os autores realçam a necessidade de estudos futuros que visem a criação de modelos de política orçamental, para confirmar os resultados por si obtidos.

Num outro trabalho, Fatás e Mihov (2001b) documentaram os efeitos dinâmicos de variações na despesa pública sobre um conjunto de variáveis macroeconómicas. Por outro lado, compararam os resultados empíricos obtidos com as conclusões dos modelos dos ciclos económicos reais, dada a sua popularidade e a forma clara como estes explicam os mecanismos que accionam as principais respostas teóricas. Em particular, os autores estudaram as respostas do consumo e do emprego a alterações na despesa pública. A análise empírica foi conduzida através da utilização da metodologia VAR.

²⁶ Para uma explicação detalhada deste conceito veja-se Fatás e Mihov (2001a), pp. 16.

²⁷ Fatás e Mihov (2001c) apresentam um estudo exaustivo sobre esta questão. A correlação negativa entre o peso do governo e a volatilidade do output deve-se, segundo os autores, ao facto de a despesa pública ser mais estável do que a despesa privada. No entanto, esta não parece ser a única causa, uma vez que se encontrou evidência da manutenção da relação negativa levando em consideração apenas o «output privado».

²⁸ Bernanke e Blinder (1992) e Bernanke e Mihov (1998) aplicam a metodologia dos VAR semi-estruturais ao estudo da política monetária.

Estes autores criticam a utilização do défice primário corrigido do ciclo como medida de desempenho da política orçamental nos modelos macroeconómicos dinâmicos, uma vez que nenhuma das correntes de pensamento económico advoga o mesmo tipo de efeitos quantitativos sobre a economia, resultantes quer de aumentos da despesa, quer de reduções dos impostos²⁹.

Os autores centraram-se apenas no impacto gerado por alterações na despesa pública, dado que as teorias alternativas existentes pressupõem efeitos macroeconómicos dinâmicos distintos para choques na despesa, enquanto que para choques do lado dos impostos, os resultados são semelhantes em termos qualitativos. Assim, em termos de identificação de choques, esta foi feita apenas do lado da despesa, optando os autores por manter irrestrita a relação contemporânea entre as variáveis macroeconómicas e as variáveis fiscais (do lado dos impostos), de acordo com a literatura dos modelos VAR semi-estruturais³⁰.

Os resultados revelaram o efeito expansionista (com um multiplicador superior a um) sobre o produto, resultante de um incremento na despesa – resultado keynesiano – devido, essencialmente, à expansão do consumo privado. No entanto, a comparação com os resultados obtidos a partir dos modelos padrão de ciclos económicos reais permite aferir que a maior discrepância se centra em torno dos efeitos sobre o consumo. De acordo com as estimações empíricas dos autores, a expansão do produto é sempre acompanhada por igual tendência do consumo, ao passo que os modelos de ciclos reais, apesar de advogarem uma expansão do produto, permitem concluir que o consumo

²⁹ Ver Blanchard e Perotti (1999).

³⁰ Veja-se Bernanke e Blinder (1992) e Bernanke e Mihov (1998).

diminui sempre em resposta a um aumento da despesa pública, devido aos efeitos riqueza negativos.

Uma outra falha dos modelos dos ciclos reais prende-se com a sua incapacidade de replicar a correlação condicional positiva entre o consumo e o emprego. Segundo aqueles modelos, ambas as variáveis deveriam alterar-se em sentido oposto. Contudo, de acordo com os resultados obtidos a partir da estimação do modelo VAR, quer o consumo quer o emprego aumentam na sequência de uma expansão da despesa pública, o que revela a necessidade de introduzir alterações nos modelos de ciclos reais com vista a uma maior aproximação destes à realidade.

Hjelm (2000a) analisa os efeitos da política orçamental à luz da metodologia *GIRF* (*Generalized Impulse Response Function*), recentemente desenvolvida³¹. De acordo com esta metodologia, se os resíduos do VAR seguirem uma distribuição normal, o cálculo das funções de resposta a impulso não implica a imposição de qualquer restrição de identificação. Através da utilização de dados para os Estados Unidos, para o período do pós-guerra, o autor estudou as respostas do produto e do consumo privado a choques nos impostos e na despesa pública, nomeadamente, (i) no consumo público, (ii) no investimento e nas transferências e (iii) nas despesas com a defesa e outras despesas. Em primeiro lugar, o PIB e o consumo privado respondem negativamente a choques nos impostos, e positivamente a choques na despesa. Os sinais e magnitudes dos impactos são semelhantes aos obtidos por Blanchard e Perotti (1999). A desagregação dos choques na despesa por componentes desta revela resultados distintos. Assim, choques

³¹ Ver Pesaran e Shin (1998).

no consumo público geram efeitos fortemente positivos no PIB e no consumo privado, enquanto que choques no investimento público têm efeitos positivos nos primeiros três anos, passando a negativos a partir daí. Choques nas transferências resultam em efeitos de curto prazo negativos que desaparecem, porém, rapidamente. Também os choques nas despesas relacionadas com a defesa e outras despesas geram efeitos muito diferentes no consumo privado e no PIB. Assim, o autor critica a inferência do impacto geral de choques na despesa pública considerando apenas as despesas com a defesa, como sucedeu em diversos estudos³².

2.6 – Observações conclusivas

Neste capítulo tentámos passar em revista a literatura existente acerca dos efeitos macroeconómicos da política orçamental. Estes efeitos variam substancialmente em função da teoria que se adoptar. Na perspectiva keynesiana tradicional, um aumento/diminuição da despesa pública ou uma redução/aumento dos impostos têm efeitos qualitativamente idênticos sobre o consumo privado e o produto³³, sendo que uma diminuição da despesa pública, por exemplo, gera uma contracção do PIB. Já do ponto de vista novo-clássico, uma política tipicamente contraccionista (do ponto de vista keynesiano) que passe, por exemplo, por reduções da despesa pública ou por aumentos de impostos, tende a gerar expansões do PIB. Segundo os defensores desta ideia, estes efeitos ocorrem em resultado das expectativas geradas pelos agentes económicos quanto ao comportamento futuro da política orçamental.

³² Veja-se, a este propósito, os trabalhos de Ramey e Shapiro (1998), Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999) e Burnside, Eichenbaum e Fisher (2000).

³³ No entanto, em termos quantitativos os efeitos são distintos, sendo que um aumento da despesa pública tem um impacto mais forte no produto do que uma redução de idêntica proporção nos impostos. Esta diferença é tanto maior quanto menor for a propensão marginal a consumir. Para uma explicação mais detalhada veja-se Dornbush, Fischer e Startz (1998), Mankiw (1997) e Stiglitz (1996).

Não existe, assim, consenso entre as teorias económicas concorrentes no que diz respeito aos efeitos macroeconómicos da política orçamental. Segundo alguns autores³⁴, a ocorrência de diversos episódios na Europa durante as duas últimas décadas (recorde-se os casos irlandês e dinamarquês já referidos atrás) veio alicerçar as suas posições.

Outros autores, contudo, contrariam esta visão³⁵ adoptando modelos que incorporam hipóteses keynesianas à partida.

De qualquer forma, um olhar aos principais estudos empíricos relacionados com os efeitos da política orçamental (com utilização de modelos VAR) aqui referidos, permite concluir pela predominância de resultados keynesianos. São os casos de Blanchard e Perotti (1999), De Arcangelis e Lamartina (2001), Fatás e Mihov (2001a, 2001b) e Hjelm (2000a). Os resultados destes autores contrariam os obtidos pelos seguidores da nova escola clássica, como Ramey e Shapiro (1998), Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999) e Burnside, Eichenbaum e Fisher (2000).

Assim sendo, a eterna controvérsia entre correntes de pensamento económico estende-se também aos efeitos da política orçamental. No capítulo 4 tentaremos concluir sobre aqueles efeitos sobre um conjunto de variáveis (nas quais se inclui o PIB), através da estimação de um modelo SVAR para a economia portuguesa, confrontando os resultados com os já descritos neste capítulo.

³⁴ Uma vez mais, destaca-se o trabalho pioneiro de Giavazzi e Pagano (1990).

³⁵ Por exemplo, Barry e Devereux (1995).

3 – Descrição dos dados utilizados

O modelo estimado no capítulo seguinte utiliza como base as séries do PIB real a preços de 1995 (y), consumo público real (g), receita total líquida real (rtl), taxa de desconto do Banco de Portugal (r) e as primeiras diferenças do logaritmo natural do deflator do PIB (p), de 1982 a 2000. Todas as séries finais utilizadas têm uma frequência trimestral e, à excepção da taxa de desconto, são fornecidas pela base de dados AMECO³⁶, da Comissão Europeia, cujas séries têm frequência anual³⁷.

Para a construção da série trimestral do PIB real, utilizou-se como base a série do PIB a preços correntes, fornecida pela AMECO (código PRT.1.0.0.0.UVGDH). Uma vez que a base de dados AMECO apenas fornece dados anuais, surgiu a necessidade de trimestralizar as séries. Para isso, e no caso do PIB a preços correntes, a metodologia consistiu na utilização, como base de trimestralização, das Contas Nacionais Trimestrais do Instituto Nacional de Estatística (INE). Desta fonte extraíram-se os valores trimestrais do PIB nominal, do primeiro trimestre de 1982 ao quarto trimestre de 2000. O passo seguinte consistiu em apurar o peso relativo do PIB de cada trimestre no total do respectivo ano. Apurados os pesos relativos de cada trimestre – a que chamaremos **coeficientes de trimestralização**³⁸ – multiplicou-se o valor anual do PIB nominal da base da AMECO pelos respectivos coeficientes trimestrais apurados anteriormente, permitindo a obtenção de uma série trimestralizada a partir de uma série original com

³⁶ *Annual Macro Economic Database: European Commission, Directorate General, Economic and Financial Affairs, Directorate A: Economic studies and research: Unit 2: Economic databases and statistical co-ordination; Sector: Macro-economic database.*

³⁷ Ver séries anuais utilizadas no Anexo B.

³⁸ Ver Anexo A.

frequência de dados anual³⁹. Note-se que a mesma metodologia foi utilizada para trimestralizar todas as restantes variáveis que incorporam o modelo. A exceção foi a taxa de desconto do Banco de Portugal, cuja série original tinha já frequência trimestral. A transformação do PIB nominal em real foi obtida através da utilização do deflator do PIB em índice (1995=1) extraído da AMECO⁴⁰.

Quanto ao consumo público real, retirou-se a série anual do consumo público nominal do Sector Público Administrativo (SPA) em milhares de contos, da AMECO (código PRT.1.0.0.0.UCTG0F⁴¹ até 1995 inclusivé, e PRT.1.0.0.0.UCTG0 de 1995 a 2000). Até 1995, os valores da base AMECO estão contabilizados de acordo com o SEC 79, sendo que a partir de 1995 estão contabilizados de acordo com o SEC 95. Nesta contingência, surgiu a necessidade de compatibilizar as séries, colocando-as na base SEC 95. A metodologia consistiu em calcular as taxas de crescimento do consumo público nominal e, a partir daí, transformar os valores com base no SEC 79 numa série única com base no SEC 95⁴². O passo seguinte consistiu em trimestralizar a série obtida, com base nos coeficientes de trimestralização apurados a partir da série do Consumo Colectivo a preços correntes, das Contas Nacionais Trimestrais do INE. À semelhança do que foi feito para o PIB real, a transformação da série nominal trimestralizada do consumo público do SPA numa série para o consumo público real (a preços de 1995) obedeceu à utilização do deflator do PIB em índice (1995=1) extraído da AMECO. Uma alternativa a esta metodologia seria a utilização do deflator do consumo público. No entanto, à

³⁹ Ver exemplo de trimestralização no Anexo C.

⁴⁰ A explicação detalhada do cálculo dos valores que servem como proxy para o deflator do PIB vem mais à frente neste capítulo.

⁴¹ O índice "F" nos códigos das variáveis da AMECO significa *former definition*, ou seja, indica que os valores se encontram contabilizados segundo o SEC 79.

⁴² Ver exemplo de compatibilização das séries no Anexo D.

semelhança do que foi feito por Blanchard e Perotti (1999), optou-se pela utilização do deflator do PIB.

A terceira variável a incorporar no modelo é a Receita Total Líquida Real. O objectivo subjacente à introdução desta variável foi o de cobrir todo o orçamento do SPA, com vista à possibilidade de analisar eventuais efeitos não-keynesianos da política orçamental decorrentes da restrição orçamental intertemporal do sector público. Deste modo, a receita total líquida consiste na receita total (RT) do SPA (corrente e de capital) menos o diferencial entre a despesa total (DT) e o consumo público total (g) do SPA. As séries anuais da receita total nominal (código PRT.1.0.0.0.URTGF de 1982 até 1995 inclusive e código PRT.1.0.0.0.URTG de 1995 até 2000), despesa total nominal (código PRT.1.0.0.0.UUTGF de 1982 até 1995 e código PRT.1.0.0.0.UUTG de 1995 a 2000) e consumo público total nominal (código PRT.1.0.0.0.UCTG0F de 1982 até 1995 e código PRT.1.0.0.0.UCTG0 de 1995 até 2000) do SPA, foram extraídas da AMECO. Quer a série da receita total, quer a da despesa total do SPA foram transformadas no sentido de obter duas séries uniformizadas em SEC 95, tal como foi feito para o consumo público. Uma vez mais, o passo seguinte traduziu-se na trimestralização da série da receita total nominal do SPA⁴³. Para esse efeito, utilizou-se como base uma série trimestral que resultou do somatório da receita total do subsector Estado⁴⁴ com as

⁴³ Note-se que se trimestraliza a receita total do SPA com base no comportamento de um conjunto de componentes da receita menos amplo – Administração Central e Segurança Social. Destes sub-sectores, as rubricas de receita abrangidas na trimestralização significavam, em 2000, 79% da receita total do SPA (de acordo com os dados fornecidos pela Conta Geral do Estado de 2000), o que se pode considerar bastante aceitável. Note-se que, por exemplo, De Arcangelis e Lamartina (2001) utilizam apenas uma parcela correspondente a 40% das receitas correntes para trimestralizar todo o agregado (fornecido numa base semestral pela OCDE).

⁴⁴ Estes valores (nominais) foram obtidos a partir dos boletins mensais da Direcção-Geral da Contabilidade Pública (DGCP), mais tarde Síntese de Execução Orçamental da Direcção-Geral do Orçamento (DGO), de Janeiro de 1982 a Dezembro de 2000.

contribuições para a Segurança Social⁴⁵. Após a obtenção dos coeficientes de trimestralização, estes foram imputados à série anual da AMECO por forma a obter a série nominal trimestralizada da receita total do SPA.

Para a trimestralização da série da despesa total nominal menos o consumo público total nominal do SPA, utilizou-se uma série trimestral resultante da soma de três outras séries⁴⁶: os juros da dívida pública, os subsídios do Estado (ambas obtidas a partir dos boletins mensais da DGO) e as despesas correntes da Segurança Social⁴⁷. Da série composta pela soma das três séries referidas obtiveram-se os coeficientes de trimestralização que serviram para trimestralizar a série da despesa total nominal menos o consumo público total do SPA da AMECO. Após este procedimento, obteve-se a série trimestralizada da receita líquida total nominal. A transformação da série nominal numa série em termos reais (a preços de 1995) obedeceu à utilização do deflator do PIB em índice (1995=1) extraído da AMECO.

A série da taxa de desconto do Banco de Portugal, em média ponderada pelo número de dias em que cada taxa vigorou⁴⁸, foi obtida a partir das Séries Longas e dos Boletins Estatísticos do Banco de Portugal⁴⁹.

⁴⁵ Valores nominais obtidos a partir das Estatísticas da Segurança Social, elaboradas pelo Instituto de Gestão Financeira da Segurança Social.

⁴⁶ Uma vez mais, trimestralizou-se um agregado correspondente ao SPA com base num conjunto de componentes da despesa menos amplo (apenas Administração Central e Segurança Social). As variáveis de despesa abrangidas na trimestralização representavam, em 2000, 54% da despesa total do SPA menos o consumo público (de acordo com os dados fornecidos pela Conta Geral do Estado de 2000). Por exemplo, De Arcangelis e Lamartina (2001) trimestralizam a despesa corrente total (fornecida numa base semestral pela OCDE) com base num conjunto de sub-rubricas que representam apenas um terço do total daquele agregado.

⁴⁷ As despesas correntes da Segurança Social incluem, para além das prestações sociais, as despesas de administração. No entanto, dado o peso relativo muito diminuto destas últimas ao longo da amostra, optou-se por trabalhar com a série das despesas correntes totais, sem perda de generalidade.

⁴⁸ Ver exemplo de cálculo de uma taxa em média ponderada no Anexo E.

A última variável do modelo é o deflator do PIB em índice (primeiro trimestre de 1995 = 1). A obtenção desta série, cujo logaritmo em primeiras diferenças serve como *proxy* para a taxa de inflação no modelo usado, obedeceu a uma metodologia que consistiu na utilização do deflator do PIB (em valores trimestrais) já obtido a partir dos dados fornecidos pelas Contas Nacionais Trimestrais do INE, para gerar a série final a incorporar no modelo. Em seguida, calcularam-se as primeiras diferenças do logaritmo natural da série obtida.

Sabe-se que, para um dado valor anual para o deflator do PIB em índice (1995=1), [código PRT.3.1.0.0.PVGD da AMECO], se verifica a igualdade:

$$\Delta \ln P_{AMECO} = \alpha \Delta \ln P_{INE} \quad (1)$$

A possibilidade de o parâmetro α ser diferente de um deve-se à existência de discrepâncias estatísticas entre as duas séries (a da AMECO e a do INE), bem como ao facto de o deflator do PIB, das Contas Nacionais Trimestrais do INE ($\Delta \ln P_{INE}$), não ser verdadeiramente um deflator anual, mas sim um indicador de variação homóloga dos preços no quarto trimestre.

$$\text{Como } \Delta \ln P_{INE} \equiv \Delta \ln P_{q1(INE)} + \dots + \Delta \ln P_{q4(INE)}, \quad (2)$$

$$\text{vem: } \Delta \ln P_{AMECO} = \alpha (\Delta \ln P_{q1(INE)} + \dots + \Delta \ln P_{q4(INE)}), \quad (3)$$

em que q_i representa o trimestre do ano. O parâmetro α assume um valor diferente em cada ano, a fim de verificar a equação 1. Após o cálculo das primeiras diferenças do logaritmo natural do PIB (série anual) da AMECO, determinaram-se os parâmetros α , que multiplicaram pelas primeiras diferenças do logaritmo natural do PIB (série

⁴⁹ Para os anos de 1999 e 2000, utilizam-se as taxas de juro dos leilões a taxa fixa, do Banco Central Europeu

trimestral) do INE. Finalmente, transformou-se a série obtida numa outra, em índice, com o primeiro trimestre de 1995 igual a 1.

O quadro 3 contém as séries utilizadas:

Quadro 3 – Séries utilizadas

Ano	Q	PIB real (P1995)	Consumo Público real	Receita Total Líquida (Real)	Taxa Desconto BoP (média ponderada)	Def. PIB
		y	g	rd	r	p
1980	1	13 214	1 850	967	18,00	0,13098509
	2	13 592	1 876	1 522	18,00	0,13790892
	3	13 189	1 934	1 536	18,00	0,14230287
	4	13 348	1 975	-443	18,00	0,14781218
1981	1	13 261	2 000	812	18,00	0,153513988
	2	13 776	2 147	1 752	18,00	0,155700852
	3	13 837	1 990	-522	18,00	0,168842693
	4	13 843	2 024	-237	18,00	0,173059182
1982	1	13 775	2 028	1 415	18,00	0,182023607
	2	14 475	2 085	1 330	18,78	0,188845487
	3	13 903	2 130	1 147	19,00	0,194888902
	4	14 605	2 137	272	19,00	0,207902504
1983	1	14 188	2 156	1 707	19,36	0,218888562
	2	14 407	2 194	1 149	23,00	0,228066307
	3	14 388	2 121	979	24,15	0,24801711
	4	14 402	2 132	1 477	25,00	0,257377391
1984	1	13 892	2 117	1 441	25,00	0,272532371
	2	14 145	2 109	595	25,00	0,2858885
	3	14 067	2 048	656	25,00	0,310431165
	4	14 184	2 121	442	25,00	0,318753485
1985	1	14 230	2 089	1 690	25,00	0,339528018
	2	14 422	2 135	867	25,00	0,358330884
	3	14 233	2 179	1 233	23,74	0,373909481
	4	14 581	2 245	-233	21,52	0,388127836
1986	1	14 501	2 221	1 439	19,00	0,417915943
	2	14 849	2 254	424	17,82	0,431388639
	3	14 815	2 229	1 789	16,00	0,453213993
	4	15 289	2 007	2 196	16,00	0,462694116
1987	1	15 087	2 168	1 202	15,48	0,481069955
	2	15 571	2 252	1 699	15,00	0,480800289
	3	15 787	2 286	797	15,00	0,494912846
	4	16 113	2 342	2 589	14,58	0,508581428
1988	1	16 587	2 519	1 735	14,20	0,528766571
	2	16 852	2 534	2 720	13,89	0,533847817
	3	16 831	2 524	1 698	13,50	0,55296114
	4	17 297	2 591	2 457	13,50	0,56443356
1989	1	17 819	2 700	1 947	13,64	0,579419912
	2	17 580	2 808	2 597	14,50	0,589797284
	3	17 997	2 836	2 483	14,50	0,613951761
	4	18 395	2 922	3 363	14,50	0,622888028
1990	1	18 421	2 978	1 157	14,50	0,636362872
	2	18 770	2 993	2 557	11,50	0,661242339
	3	18 815	3 077	2 008	14,50	0,684187131
	4	19 554	3 200	3 488	14,50	0,703362867
1991	1	18 968	3 387	1 333	14,50	0,712437877
	2	19 545	3 496	3 616	14,50	0,735164792
	3	19 743	3 578	2 382	14,50	0,755438173
	4	20 158	3 630	2 964	14,50	0,773352798
1992	1	20 169	3 626	1 783	14,50	0,788464967
	2	19 937	3 585	4 480	14,50	0,817478942
	3	19 470	3 524	1 369	14,50	0,852008355
	4	19 726	3 582	5 383	14,50	0,860321155
1993	1	19 141	3 595	1 084	14,50	0,873551477
	2	19 272	3 601	3 811	14,05	0,892183927
	3	19 117	3 631	1 725	13,50	0,902643
	4	19 516	3 611	4 017	13,18	0,923188759
1994	1	19 179	3 581	1 902	12,22	0,941084585
	2	19 523	3 592	3 706	12,00	0,9535263
	3	19 148	3 558	1 823	12,00	0,979785527
	4	19 716	3 592	3 170	10,50	0,999665066
1995	1	19 727	3 633	1 836	10,50	1
	2	19 949	3 677	3 944	10,50	1,010528045
	3	19 971	3 738	2 003	10,18	1,017154889
	4	20 238	3 794	3 476	9,50	1,023445543
1996	1	20 540	3 883	1 206	9,01	1,028323134
	2	20 828	3 922	5 196	8,38	1,030931048
	3	20 956	3 963	2 407	8,25	1,040188788
	4	20 992	3 983	3 647	7,99	1,054823812
1997	1	21 298	4 042	1 143	7,00	1,066406594
	2	21 580	4 082	5 579	6,40	1,076518666
	3	21 688	4 139	2 213	6,00	1,079233168
	4	21 874	4 142	5 112	6,00	1,094345788
1998	1	22 222	4 202	1 008	5,82	1,103843839
	2	22 483	4 227	4 848	5,00	1,117593009
	3	22 771	4 298	5 270	5,00	1,12262823
	4	23 017	4 344	3 743	4,42	1,136784516
1999	1	23 218	4 448	2 249	3,00	1,144585801
	2	23 355	4 525	5 233	2,54	1,156373466
	3	23 457	4 651	4 993	2,50	1,156875957
	4	23 555	4 695	3 832	2,81	1,174095242
2000	1	23 879	4 770	3 253	3,19	1,170328424
	2	23 973	4 792	4 272	3,80	1,193805974
	3	24 286	4 910	4 518	4,33	1,191823882
	4	24 412	4 946	5 931	4,74	1,208915204

Unidade: Milhões de euros, pontos percentuais e índices

Fonte: Cálculos do autor com base em AMECO Database, Banco de Portugal e INE.

4 – Análise empírica para Portugal (1982-2000)

Nesta secção procurarei desenvolver e estimar um modelo VAR com cinco variáveis endógenas, com o objectivo de medir os efeitos macroeconómicos de choques no consumo público em Portugal. Utilizaram-se séries com 76 observações trimestrais para todas as variáveis endógenas, desde 1982 até 2000. Estes efeitos serão estudados à luz da determinação de funções de resposta a impulso⁵⁰.

No ponto 4.1 é feito um estudo do grau de integração das séries por forma a determinar de que modo serão introduzidas no modelo (em nível, em primeiras diferenças, etc).

No ponto 4.2 determina-se a ordem do VAR, isto é, o número de defasamentos das variáveis endógenas a incluir no modelo.

A identificação do choque estrutural sobre o consumo público é feita no ponto 4.3. Esta é a inovação estrutural cujos impactos sobre as variáveis do VAR se pretendem estudar.

No ponto 4.4 determinam-se os coeficientes das funções de resposta a impulso que queremos estudar. Com base nos coeficientes estimados, determina-se a forma como as variáveis do modelo reagem a inovações estruturais no consumo público.

Finalmente, o ponto 4.5 conclui o estudo empírico com a análise dos resultados obtidos.

⁵⁰ Esta metodologia é amplamente designada na literature como *Impulse Response Analysis*.

4 – Análise empírica para Portugal (1982-2000)

Nesta secção procurarei desenvolver e estimar um modelo VAR com cinco variáveis endógenas, com o objectivo de medir os efeitos macroeconómicos de choques no consumo público em Portugal. Utilizaram-se séries com 76 observações trimestrais para todas as variáveis endógenas, desde 1982 até 2000. Estes efeitos serão estudados à luz da determinação de funções de resposta a impulso⁵⁰.

No ponto 4.1 é feito um estudo do grau de integração das séries por forma a determinar de que modo serão introduzidas no modelo (em nível, em primeiras diferenças, etc).

No ponto 4.2 determina-se a ordem do VAR, isto é, o número de desfasamentos das variáveis endógenas a incluir no modelo.

A identificação do choque estrutural sobre o consumo público é feita no ponto 4.3. Esta é a inovação estrutural cujos impactos sobre as variáveis do VAR se pretendem estudar.

No ponto 4.4 determinam-se os coeficientes das funções de resposta a impulso que queremos estudar. Com base nos coeficientes estimados, determina-se a forma como as variáveis do modelo reagem a inovações estruturais no consumo público.

Finalmente, o ponto 4.5 conclui o estudo empírico com a análise dos resultados obtidos.

⁵⁰ Esta metodologia é amplamente designada na literature como *Impulse Response Analysis*.

4.1 – Estacionariedade das séries

Antes da construção do modelo VAR é essencial o estudo do comportamento das séries a incorporar, com vista à determinação do seu grau de integração. Por grau de integração entende-se o número de diferenciações que são necessárias fazer à série original para obter uma série estacionária. Este passo foi feito para os logaritmos naturais do PIB real [$\log(y)$], do consumo público [$\log(g)$], da receita total líquida [$\log(rl)$] e do índice de preços [$\log(p)$], e para a taxa de desconto do Banco de Portugal (r).

Este procedimento é fundamental dado que a utilização de séries não estacionárias conduz, potencialmente, a erros graves na inferência, ou a regressões espúrias⁵¹.

A determinação da ordem de integração das séries foi feita com recurso ao teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)⁵², incluindo constante e tendência em todas as variáveis originais, excepto a taxa de desconto, para a qual apenas se considerou uma

⁵¹ Ver Greene, William H. (1997), *Econometric Analysis*, 3rd Edition, Prentice Hall, p. 846.

⁵² O ponto de partida do teste ADF (*Augmented Dickey Fuller*) é o teste de Dickey-Fuller (DF). Assim, admite-se que um processo estocástico $\{x_t, t = 1, \dots, T\}$ se pode representar pelo seguinte processo AR(1) sem drift:

$$x_t = \rho x_{t-1} + \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (4)$$

O teste DF consiste em testar a hipótese (nula) de existência de uma raiz unitária, $H_0 : \rho = 1$, contra a hipótese alternativa de existência de um processo estacionário, $H_1 : |\rho| < 1$.

Subtraindo x_{t-1} a ambos os lados da equação 4, vem:

$$\Delta x_t = \phi x_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (5)$$

onde $\phi = \rho - 1$. Logo, testar a hipótese $\rho = 1$ é equivalente a testar a hipótese $\phi = 0$. No entanto, neste tipo de testes pode surgir o problema de os erros serem autocorrelacionados, o que implica que os testes DF deixem de ter validade. Um modo de ultrapassar o problema consiste, então, em adicionar à equação 5 um número suficiente de defasamentos da variável dependente, de modo a que os resíduos se aproximem de um "ruído branco". O teste passa, assim, a designar-se por teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF).

constante⁵³. Para todas as restantes diferenciações, incluiu-se sempre, e apenas, uma constante. Foram ainda incluídas três *dummies* sazonais em cada equação testada com o objectivo de modelizar alguma sazonalidade que possa eventualmente existir⁵⁴. Este teste consiste na construção, por exemplo para o logaritmo do PIB real, da regressão:

$$\Delta \log y_t = \alpha + \beta t + \delta_1 D_{t1} + \delta_2 D_{t2} + \delta_3 D_{t3} + \phi \log y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \log y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

e testar $\begin{cases} H_0 : \phi = 0 \\ H_1 : \phi < 0 \end{cases}$, com recurso à estatística de teste τ ⁵⁵, com distribuição de Dickey-

Fuller. A aceitação da hipótese nula implica que $\log y_t$ é não estacionário. Se este for o caso, determina-se a série das primeiras diferenças do logaritmo do PIB, e testa-se novamente a nulidade do parâmetro ϕ . No caso de já não existir raiz unitária, diz-se que a série é estacionária em primeiras diferenças, ou integrada de ordem 1.

Em todas as equações foram, então, introduzidos os desfasamentos necessários para garantir a ausência de autocorrelação dos resíduos⁵⁶.

No quadro 4 apresentam-se os valores da estatística τ com distribuição de Dickey-Fuller para o coeficiente da variável endógena. A letra "p" representa o número de

⁵³ Experimentou-se a inclusão de uma tendência, mas os resultados não se alteraram significativamente, o que demonstra a robustez dos mesmos.

⁵⁴ Na equação de $\log(\text{rtI})$, em particular, foi ainda introduzida uma variável *dummy* $d1=1$ no quarto trimestre de 1985 (zero nos restantes trimestres) com o objectivo de modelizar uma correcção feita à série original da receita total líquida (ver explicação detalhada na nota 62).

⁵⁵ No fundo, corresponde a um teste de significância individual. No entanto, a diferença em relação à estatística t é a distribuição seguida. A estatística τ segue uma distribuição de Dickey-Fuller, e não uma distribuição t -Student.

⁵⁶ Sobre a questão da selecção do número de *lags* a incluir em cada equação, veja-se, por exemplo, Enders (1995), p. 227. Utilizou-se o teste de Breusch-Godfrey (BG) para testar a existência de autocorrelação até à quarta ordem (inclusivé). Todos os resultados revelam ausência de autocorrelação a um nível de significância de 5%.

desfasamentos introduzido em cada equação e "t(phi)" representa os valores da estatística τ .

Quadro 4
Resultados dos testes de raízes unitárias



Variável	Termos determinísticos	p	t(phi)	P-Value	Ordem Integração
Log (y)	Constante, tendência e dummies	4	-2,6666	0,2530	I(1)
Δ Log (y)	Constante e dummies	1	-4,5970	0,0005	
Log (g)	Constante, tendência e dummies	0	-1,6714	0,8119	I(1)
Δ Log (g)	Constante e dummies	0	-7,9342	0,0000	
Log (rtl)	Constante, tendência e dummies	1	-6,7834	0,0000	I(0)
r	Constante e dummies	1	-0,8749	0,8709	I(1)
Δ r	Constante e dummies	0	-4,2054	0,0016	
log (p)	Constante, tendência e dummies	5	-3,0594	0,1107	I(2)
Δ Log (p)	Constante e dummies	3	-1,1593	0,7667	
Δ^2 Log (p)	Constante e dummies	2	-10,4937	0,0000	

Os resultados apresentados mostram que a série do logaritmo da receita total líquida é estacionária – I(0) – enquanto que as séries dos logaritmos do PIB e consumo público, bem como a série da taxa de desconto são estacionárias nas primeiras diferenças, ou integradas de ordem 1. Por outro lado, a série do logaritmo do índice de preços é estacionária em segundas diferenças, ou integrada de ordem 2, o que equivale a dizer que a taxa de inflação é integrada de ordem 1. Deste modo, na construção do modelo VAR utilizar-se-ão estes graus de diferenciação para as diferentes variáveis⁵⁷. Nas figuras 1 a 5 podem ver-se os logaritmos das séries [log(y), log(g), log(rtl), log(p)], a taxa de desconto do Banco de Portugal (r), as primeiras diferenças [para log(y), log(g), log(p) e r], e as segundas diferenças [para log(p)].

⁵⁷ No anexo F, apresentam-se os principais resultados de um VAR estimado com a variável $\Delta \log(rtl)$, em vez de $\log(rtl)$.

Figura 1 – Logaritmo do PIB real e primeiras diferenças

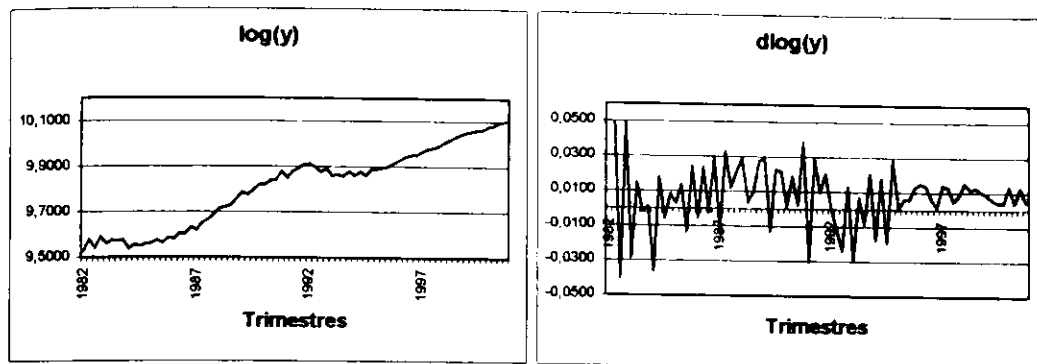


Figura 2 – Logaritmo do consumo público real e primeiras diferenças

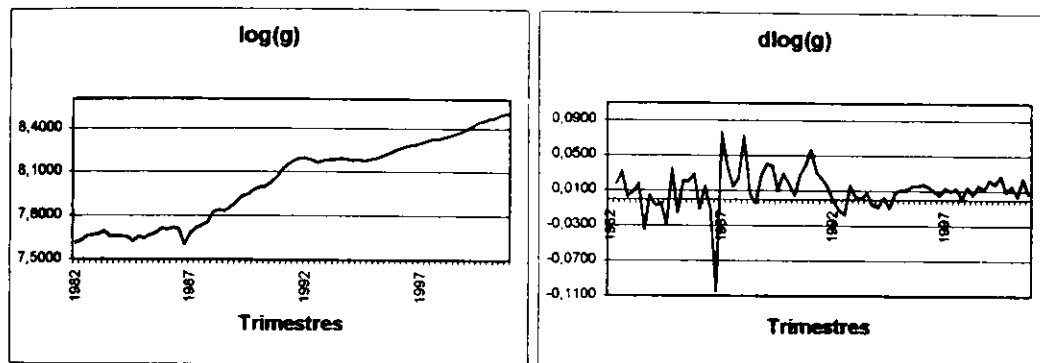


Figura 3 – Logaritmo da receita total líquida real e primeiras diferenças

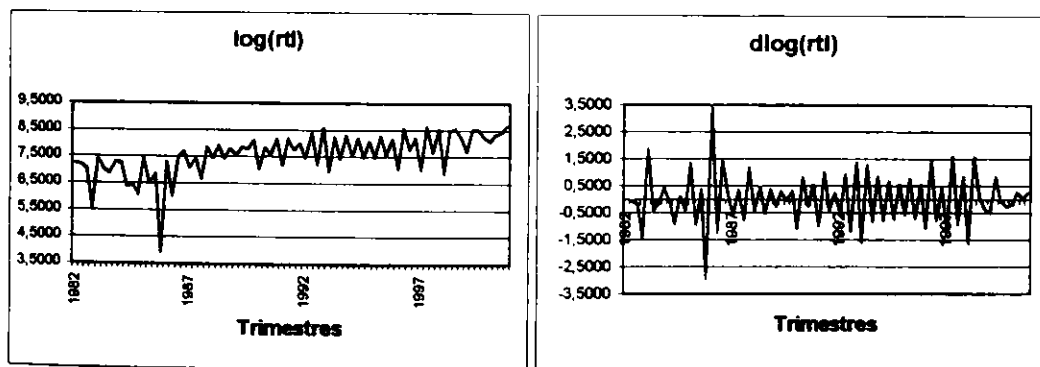


Figura 4 – Taxa de desconto do Banco de Portugal e primeiras diferenças

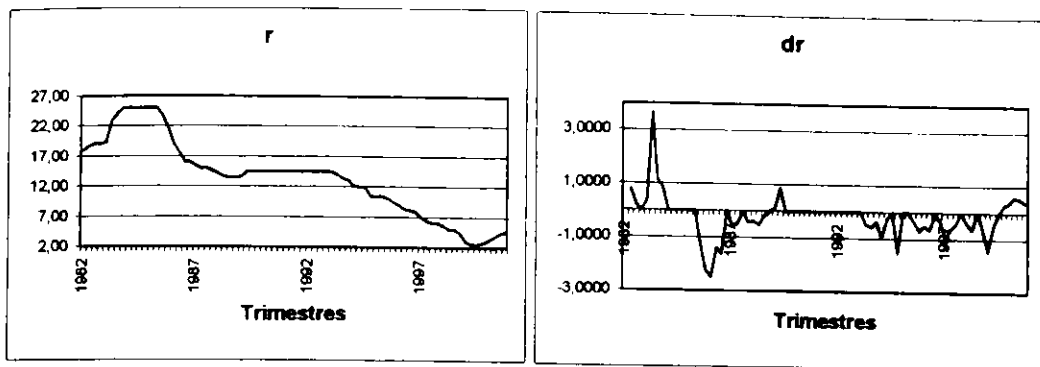
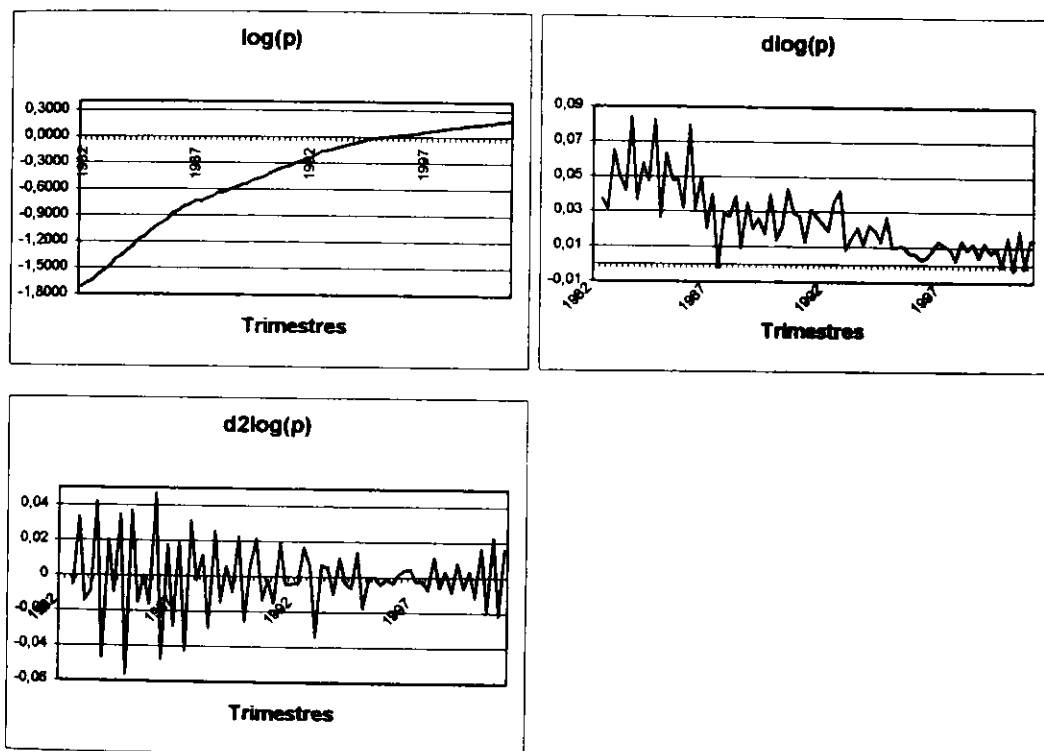


Figura 5 – Logaritmo do índice de preços, primeiras e segundas diferenças



4.2 – Determinação da Ordem do VAR

O passo seguinte consiste na determinação da ordem do modelo VAR a estimar, ou seja,

o número de defasamentos das variáveis endógenas a incluir no modelo. Existe um conjunto de metodologias diversas para determinar a ordem do VAR. É usual na literatura económica a utilização de um (ou mais) de entre três critérios conhecidos: Akaike, Schwarz, e Hannan e Quinn⁵⁸. A regra de decisão consiste na escolha do número de defasamentos que minimize o valor do critério utilizado. Assim, temos:

Critério de Akaike:

$$AIC(p) = \ln \left[\det(\hat{\Sigma}_{(p)}) \right] + \frac{2pm^2}{T}, \quad \text{em que } p \text{ é o número de defasamentos, } \hat{\Sigma}_{(p)} \text{ é a}$$

matriz estimada de variâncias-covariâncias, m é o número de variáveis endógenas, (pm^2) é o número de parâmetros a estimar pelo modelo e T é o número de observações.

Critério de Schwarz:

$$SC(p) = \ln \left[\det(\hat{\Sigma}_{(p)}) \right] + \frac{\ln T}{T} pm^2$$

Critério de Hannan e Quinn:

$$HQ(p) = \ln \left[\det(\hat{\Sigma}_{(p)}) \right] + \frac{2 \ln \ln(T)}{T} pm^2.$$

Neste trabalho, pretendeu-se chegar a um número de defasamentos para o qual os resíduos do VAR se aproximassem de um ruído branco. Utilizaram-se os testes vectoriais e uniequacionais de autocorrelação, heterocedasticidade (apenas para os

⁵⁸ Para uma descrição dos critérios, veja-se, por exemplo, Brüggemann, R. e Lütkepohl, H. (2000), p. 6, ou Lütkepohl (1991), p. 128. Também Hjelm, G. (2000a), p. 20, utiliza e descreve o critério de Hannan e Quinn (HQ).

testes vectoriais⁵⁹) e normalidade dos resíduos, dados pelo *software* PcFiml, versão 9.0 [ver Doornik e Hendry (1997), pp. 214-20].

Na sua forma mais básica, um modelo vectorial autoregressivo de ordem p é descrito por⁶⁰:

$$x_t = z_t + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + \mu_t, \quad (7)$$

em que $x_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{mt})'$ é um vector de variáveis endógenas ($m \times 1$), $\mu_t \sim N(0, \Sigma_\mu)$ é um processo de erros m -dimensional com média 0 e matriz de covariâncias Σ_μ , e z_t contém os termos determinísticos, nos quais se inclui uma constante, uma tendência linear e/ou variáveis dummy. A_i são as matrizes de coeficientes desfasados das variáveis endógenas do VAR, e podem ser estimadas, tal como a matriz de variâncias e covariâncias Σ_μ , pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS).

No presente estudo⁶¹, o vector de variáveis endógenas, x_t , contém as variáveis⁶²

$\Delta \log g$, $\Delta \log y$, $\log rtl$, Δr e $\Delta^2 \log p$.

No vector de variáveis determinísticas está incluída uma constante, três variáveis dummy sazonais e duas outras variáveis dummy (D1 e D2), sendo que D1 assume o

⁵⁹ Não se testou a presença de heterocedasticidade em cada uma das equações do VAR dada a insuficiência do número de observações.

⁶⁰ Ver, por exemplo, Holtemöller (2001), p. 11.

⁶¹ À semelhança do que foi feito por De Arcangelis e Lamartina (2001), ou por Fatás e Mihov (2001a, 2001b), neste trabalho não se investiga a possibilidade de existir cointegração entre algumas das variáveis. Nos casos em que estamos perante processos VAR cointegrados, a construção e análise das funções de resposta a impulso altera-se substancialmente. De Brower e Ericsson (1998), por exemplo, apresentam um estudo aprofundado em que desenvolvem um modelo VECM para a inflação na Austrália.

⁶² A ordem de colocação das variáveis no modelo é importante. Debruçar-me-ei sobre esta questão na secção 4.3.

valor 1 em 1985:4, e zero no resto da amostra⁶³, e D2 assume o valor 1 em 1986:4, e zero no resto da amostra. O objectivo da inclusão desta última variável foi o de alisar os efeitos de um *outlier* detectado naquele trimestre na série do consumo público (ver quadro 3 e figura 2).

Comecei por testar a ausência de autocorrelação e de heterocedasticidade, e a normalidade dos resíduos do VAR com um *lag* ($p = 1$), e em seguida fui incrementando p , parando apenas na ordem para a qual aqueles resíduos se aproximassem de um ruído branco⁶⁴.

O quadro 5 (cujos resultados das três primeiras colunas foram obtidas com base em simulações no *software* PcFiml 9.0) resume os principais resultados para os testes vectoriais⁶⁵ de autocorrelação⁶⁶, normalidade dos resíduos e heterocedasticidade (p -values entre parêntesis)⁶⁷:

⁶³ A necessidade da inclusão desta variável dummy surgiu devido ao facto de o valor para a variável "rtl" em 1985:4 assumir um sinal negativo. Dada a consequente impossibilidade de calcular o logaritmo daquele valor, optámos por somar à observação um valor suficiente para tornar o seu sinal positivo, tendo-se subtraído o mesmo valor à observação imediatamente anterior (1985:3). Se, por um lado, este método se pode considerar pouco rigoroso do ponto de vista científico, tem a atenuante de, em termos anuais, não alterar o valor da variável. A própria inclusão da variável *dummy* visou alisar quaisquer eventuais efeitos distorcionários impostos pela correcção efectuada à observação.

⁶⁴ Uma alternativa a este processo consistiria na utilização pura e simples dos critérios de Akaike, Schwarz e Hannan & Quinn. No entanto, após varios testes neste sentido, verificou-se que a conclusão apontava no sentido da escolha de uma ordem para a qual as condições para que os resíduos fossem um ruído branco eram violadas. Assim, e dado que o objectivo deste trabalho se prende com a simulação dos efeitos de inovações estruturais (que são combinações lineares dos resíduos da forma reduzida do VAR), considerou-se que seria importante validar as condições de ausência de autocorrelação e de normalidade dos resíduos do VAR.

⁶⁵ O teste para a heterocedasticidade, baseia-se numa regressão multivariada a partir do quadrado dos erros de cada uma das equações sobre os regressores originais e os seus quadrados.

Os valores para os critérios AIC, SBIC e HQ foram obtidos programando o *software* TSP 4.5.

⁶⁶ O PcFiml fornece duas estatísticas para a autocorrelação: uma χ^2 e uma *F-approximation*. No entanto, optou-se por usar como base de decisão esta última, dado que segundo Doornik e Hendry (1997), «*Simulations on this test are reported in Doornik (1995c), showing that the F-approximation behaves considerably better in small samples than the χ^2 form, without loss of power*».

⁶⁷ Ver resultados dos testes equação a equação no anexo G.

Quadro 5: Escolha da ordem do VAR

Número de lags	Autocorrelação (1) Estatística F	Normalidade χ^2	Heterocedast. χ^2	Critério AIC	Critério SBIC	Critério HQ
1	2,7338 (0,0000)	63,059 (0,0000)	262,62 (0,0000)	-25,9921	-24,1969	-25,2808
2	2,3721 (0,0000)	44,169 (0,0000)	385,07 (0,0006)	-27,2260	-24,6148	-26,1914
3	1,7339 (0,0018)	28,750 (0,0014)	499,25 (0,0540)	-27,3078	-23,8806	-25,9498
4	1,5194 (0,0233)	28,412 (0,0016)	611,28 (0,3658)	-27,1191	-22,8760	-25,4379
5	1,5132 (0,0503)	22,317 (0,0136)	nd	-27,2342	-22,1750	-25,2296
6	1,2861 (0,2706)	15,586 (0,1121)	nd	-26,6455	-20,7703	-24,3176

Notas: (1) O resultado apresentado corresponde ao teste de autocorrelação da primeira à quinta ordem. No entanto, os testes efectuados no VAR de ordem 6 para as ordens 2 a 4 revelam claramente a ausência de autocorrelação (*p-values* entre 0,5911 e 0,8116). Para a ordem 1, há alguns indícios da presença de autocorrelação (*p-value* de 0,0336); (nd) – não disponível por insuficiência do número de observações.

De acordo com os resultados obtidos, a ordem óptima para o modelo VAR a estimar é de seis. Com este número de defasamentos estão satisfeitas as condições de ausência de autocorrelação, e de normalidade dos resíduos.

Assim, obtemos o seguinte VAR:

$$x_t = z_t + \sum_{i=1}^6 A_i x_{t-i} + \mu_t, \quad (8)$$

em que x_t é o vector de variáveis endógenas ($\Delta \log g_t, \Delta \log y_t, \log r_{t-1}, \Delta r_t, \Delta^2 p_t$), A_i são as matrizes de coeficientes das variáveis endógenas defasadas e z_t contém os termos determinísticos, isto é, a constante, c , as dummies sazonais, q_1, q_2 e q_3 , e as dummies D_1 e D_2 .

Na secção seguinte procederei à abordagem da metodologia que permite a identificação do choque estrutural a estimar.

4.3 - Identificação do choque estrutural sobre o consumo público

Um VAR é um modelo económico de séries temporais na forma reduzida, estimado pelo método dos mínimos quadrados ordinários (OLS). Inicialmente, os investigadores pensaram que seria possível evidenciar as características dinâmicas da economia através destes modelos sem, contudo, impor quaisquer restrições estruturais extraídas de uma teoria económica em particular.

As funções de resposta a impulso (IRF) e as decomposições de variância, a pedra de toque da análise dos modelos VAR, ilustram as suas características dinâmicas. Cooley e LeRoy (1985) argumentaram, porém, que este método (frequentemente adjectivado de atóxico) implica uma estrutura económica particular difícil de reconciliar com a teoria económica.

Esta crítica conduziu ao desenvolvimento dos modelos VAR estruturais por Bernanke (1986), Blanchard e Watson (1986) e Sims (1986). Esta técnica permite a utilização de teoria económica para transformar um VAR na forma reduzida num sistema de equações estruturais, no qual a estimação dos parâmetros é obtida através da imposição de restrições estruturais contemporâneas⁶⁸. Ao contrário dos modelos VAR atóxicos, os VAR estruturais⁶⁹ produzem IRF e decomposições de variância às quais se pode atribuir uma interpretação estrutural⁷⁰.

⁶⁸ Para uma explicação desta técnica veja-se, por exemplo, Keating (1992).

⁶⁹ Os VAR estruturais (SVAR) são discutidos em pormenor, por exemplo, em Amisano e Giannini (1997) e Hamilton (1994).

⁷⁰ Blanchard e Quah (1989) desenvolveram uma metodologia alternativa de VAR estruturais, que consiste na utilização de restrições de longo prazo para identificar a estrutura económica a partir da forma reduzida.

Nesta secção pretende-se identificar o vector de inovações estruturais do consumo público (choque cujos efeitos macroeconómicos se pretendem estudar) a partir do vector de choques da forma reduzida do VAR.

No presente estudo, para além das hipóteses subjacentes a qualquer modelo VAR⁷¹, impomos restrições sobre as relações contemporâneas entre as variáveis macroeconómicas.

Temos como objectivo, nesta fase, a identificação de apenas um choque - o choque sobre o consumo público. Esta ideia decorre da adopção da abordagem dos modelos VAR semi-estruturais⁷². A escolha desta variável para efeitos de simulação de perturbações prende-se com dois factores: em primeiro lugar, por uma questão de comparabilidade com outros estudos referidos no capítulo 2; em segundo lugar, pela necessidade de apenas uma hipótese de identificação do modelo. Dado que o objectivo deste trabalho é o de estudar os efeitos macroeconómicos da política orçamental, faz todo o sentido a escolha desta variável⁷³.

Para identificar as relações contemporâneas ou instantâneas entre as variáveis, assumiremos uma estrutura de causalidade recursiva. Para isso, é importante a ordem de colocação das variáveis no modelo, como já foi referido na secção 4.2. Assim, temos

⁷¹ Para uma crítica à metodologia dos modelos VAR, veja-se Edelberg, Eichenbaum e Fischer (1999) e Burnside, Eichenbaum e Fisher (2000).

⁷² Identifica-se apenas um choque, e não cinco choques (correspondentes ao número de variáveis do modelo estimado) como seria o caso se se adoptasse a metodologia dos VAR estruturais pura. Para uma aplicação dos modelos VAR semi-estruturais ao estudo da política monetária, veja-se Bernanke e Blinder (1992) e Bernanke e Mihov (1998). Também Fatás e Mihov (2001a) adoptam esta metodologia num estudo sobre política orçamental.

⁷³ Uma limitação deste trabalho decorre da ausência de simulação de choques do lado da receita do SPA, pelo que a leitura dos efeitos da política orçamental a partir de uma única variável de despesa deve ser feita com a devida prudência.

que a primeira variável $[\Delta \log(g)]$ apenas é afectada por choques na primeira equação e nas variáveis desfasadas. O mesmo equivale a dizer que $\Delta \log(g)$ não sofre efeitos contemporâneos resultantes de choques nas outras variáveis do modelo⁷⁴. Na prática, estamos a admitir que o consumo público não reflecte o funcionamento de estabilizadores automáticos⁷⁵.

Para proceder à identificação do vector de inovações estruturais sobre o consumo público real é necessário recorrer à **decomposição de Cholesky**. Assim, e em referência à equação 8, μ_t é a série dos resíduos da forma reduzida. Devido à estrutura de causalidade recursiva, existe uma matriz P triangular inferior que permite relacionar os resíduos da forma estrutural (ε_t) com os resíduos da forma reduzida (μ_t)⁷⁶.

Assim, temos:

$$\mu_t = P\varepsilon_t, \tag{9}$$

em que ε_t é o vector de inovações estruturais.

Tomando variâncias em ambos os termos da equação 9, vem que:

$$V(\mu_t) = PV(\varepsilon_t)P' \tag{10}$$

⁷⁴ Fatás e Mihov (2001b) utilizam hipótese semelhante. Segundo os autores, «we adopt the identification with respect to spending, but we leave the contemporaneous relationship between macroeconomic and tax variables unrestricted in the tradition of the semi-structural VAR literature».

⁷⁵ Note-se que, dada a hipótese de identificar e estudar apenas o choque estrutural sobre o consumo público real, é absolutamente essencial a colocação da variável $\Delta \log(g)$ em primeiro lugar no VAR. A ordem de colocação das restantes variáveis é, neste caso, indiferente.

⁷⁶ Note-se que a hipótese do parágrafo anterior apenas garante que a primeira linha de P é formada por zeros (à excepção do primeiro elemento). No entanto, como pretendemos identificar apenas um choque estrutural, a utilização de P triangular inferior não envolve perda de generalidade.

Normalizando a matriz de variâncias-covariâncias de ε_t para a identidade, vem que:

$$\Sigma_\mu = PP', \quad (11)$$

$$\text{sendo } \Sigma_\mu = V(\mu_t) \quad (12)$$

A matriz P pode então, ser obtida através de uma decomposição de Cholesky da matriz

$$\Sigma_\mu.$$

Da equação 9, obtem-se a expressão que permite identificar o vector de choques na forma estrutural a partir dos choques da forma reduzida:

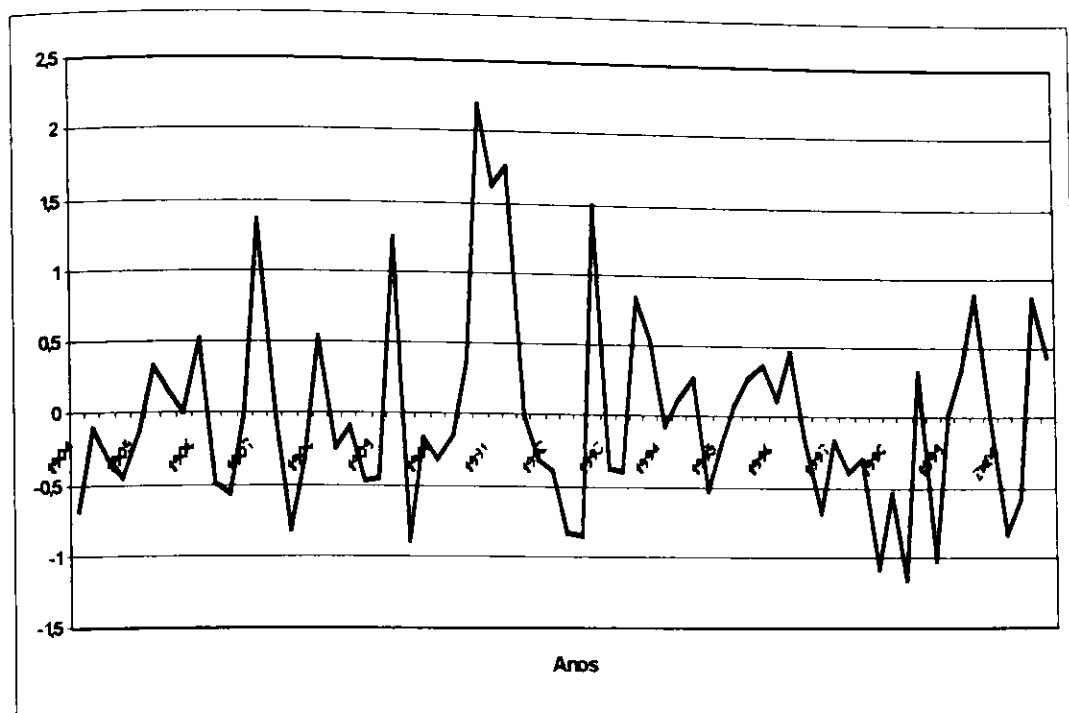
$$\varepsilon_t = P^{-1} \mu_t \quad (13)$$

Assim, para o VAR(6) estimado, a matriz de Cholesky calculada é dada por:

$$P = \begin{bmatrix} 0,013289 & & & & & \\ 0,000488 & 0,011705 & & & & \\ 0,11167 & 0,021167 & 0,28329 & & & \\ 0,0673 & 0,056025 & -0,03439 & 0,3961 & & \\ -0,00282 & -0,00019 & -0,0008 & -0,00076 & 0,006645 & \end{bmatrix}$$

Logo, a partir da equação 13 é possível obter a série dos choques da forma estrutural sobre o consumo público real, representados no gráfico 1 (página seguinte):

Gráfico 1 – Choques estruturais normalizados sobre o consumo público⁷⁷



O gráfico 1 permite, embora de forma prudente, aferir das características da política orçamental em Portugal durante as décadas de 80 e 90. De referir que, para se poder falar de política orçamental *latu sensu*, teríamos que ter também em conta o lado da receita no modelo (impostos, por exemplo), visto que a política orçamental comporta também variações da receita. Uma vez que optámos por identificar apenas um choque sobre a despesa do SPA, teremos que fazer a análise com a devida cautela. Não obstante esta limitação, parece, contudo, consensual aferir, por exemplo, do carácter expansionista da política orçamental em Portugal no início dos anos 90 e até à crise do

⁷⁷ Note-se que a primeira observação do gráfico corresponde ao primeiro trimestre de 1984, o que é aparentemente incoerente com a amostra utilizada (desde 1982:1 a 2000:4). No entanto, uma vez que uma das variáveis endógenas do modelo é a segunda diferença do logaritmo do índice de preços, há duas observações que se “perdem”. Tal facto, aliado aos seis *lags* incluídos no VAR, implica a “perda” de oito observações, sendo a estimação feita com 68 observações em vez das 76 iniciais. “Perdem-se”, assim, as primeiras oito observações da amostra (desde 1982:1 a 1983:4).

SME de 1992-93, ou no final da década (1999), ou do carácter mais contraccionista do período 1997-1998.

4.4 - Funções de resposta a impulso (*Impulse Response Analysis*)

Nesta secção pretendemos quantificar o impacto de um choque no consumo público real sobre as variáveis do modelo.

Recorde-se que estimámos o modelo VAR(6):
$$x_t = z_t + \sum_{i=1}^6 A_i x_{t-i} + \mu_t$$

Admitindo que o processo x_t é estacionário, tem uma representação em média móvel (Representação de Wold)⁷⁸:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \mu_{t-i} \quad (14)$$

o que equivale a escrever $x_t = \phi_0 \mu_t + \phi_1 \mu_{t-1} + \phi_2 \mu_{t-2} + \dots$, em que $\phi_0 = I_m$ e as matrizes ϕ_i podem ser calculadas recursivamente, fazendo:

$$\phi_i = \sum_{j=1}^6 \phi_{i-j} A_j, \text{ para } i = 1, 2, \dots \text{ e } i \geq j \quad (15)$$

Relembre-se que A_j são as matrizes dos coeficientes das variáveis desfasadas do modelo.

Os coeficientes desta representação podem ser interpretados como as respostas a impulsos (da forma reduzida) sobre o sistema. Os elementos (i,j) das matrizes ϕ_i reflectem as respostas esperadas de x_{t+i} a uma variação unitária em x_{jt} , assumindo

⁷⁸ Para simplificar a apresentação, não se consideram os termos determinísticos. No entanto, este facto não afecta a análise seguinte.

como constantes todos os valores passados de x_t . Uma vez que a variação de x_t , dados $\{x_{t-1}, x_{t-2}, \dots\}$, é medida pelas inovações μ_t , os elementos de ϕ_s representam as respostas a impulso dos componentes de x_t a inovações μ_t .

No caso de processos $I(0)$, como estamos a considerar, ϕ_s tende para zero à medida que s tende para infinito. Logo, o efeito de qualquer choque sobre x_t será sempre transitório⁷⁹.

No entanto, não estamos, no presente trabalho, interessados em analisar efeitos de choques na forma reduzida, mas antes na forma estrutural. Para isso, a matriz de Cholesky (P) apresentada na secção 4.3 assume um papel essencial.

Recorde-se que as inovações do VAR foram ortogonalizadas utilizando a decomposição de Cholesky da matriz de variâncias - covariâncias Σ_μ , de modo a que $\Sigma_\mu = PP'$.

Como se verificou pela equação 10, os choques ortogonalizados (não correlacionados entre si) são dados por $\varepsilon_t = P^{-1}\mu_t$.

Assim, a equação 14 toma a seguinte forma:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i \varepsilon_{t-i}, \quad (16)$$

⁷⁹ Embora a representação de Wold não exista para processos não estacionários cointegrados, as matrizes de resposta a impulso ϕ_s podem ser obtidas da mesma forma do que o são em processos $I(0)$. Nestes casos, ϕ_s pode não convergir para zero à medida que s tende para infinito, o que significa que alguns choques podem ter efeitos permanentes. Para uma explicação mais detalhada veja-se Lütkepohl (1991).

equivalente a $x_i = \psi_0 \varepsilon_i + \psi_1 \varepsilon_{i-1} + \psi_2 \varepsilon_{i-2} + \dots$, onde $\psi_i = \phi_i P$, com $i = 0, 1, 2, \dots$. Neste caso, $\psi_0 = P$, matriz triangular inferior, de modo a que um choque ε na primeira variável $[\Delta \log(g)]$ possa ter efeito instantâneo sobre todas as outras variáveis. No entanto, um choque nas restantes variáveis já não gera impacto instantâneo sobre a taxa de crescimento do consumo público real $[\Delta \log(g)]$, mas apenas nessas outras variáveis. Recorde-se que esta é a metodologia dos VAR semi-estruturais, que estamos a adoptar.

Os elementos das matrizes ψ_i representam o efeito sobre a variável j de uma inovação na variável m ocorrida i períodos atrás, ou seja, os coeficientes das matrizes ψ_i representam as respostas a impulso das variáveis do modelo estimado a inovações estruturais ε_i no consumo público real $[\Delta \log(g)]$. Mais concretamente, cada matriz ψ_i é composta por cinco linhas e cinco colunas (iguais ao número de variáveis endógenas do modelo). Apenas os cinco elementos da primeira coluna de cada matriz ψ_i nos interessam, uma vez que dão as respostas ao choque estrutural identificado. Assim, os elementos da primeira coluna da matriz ψ_0 medem as respostas contemporâneas das cinco variáveis (pela ordem de colocação no modelo) ao choque estrutural identificado. Os elementos da primeira coluna da matriz ψ_1 medem as respostas no trimestre subsequente ao choque, e assim sucessivamente.

No presente estudo, foram estimadas respostas a impulso para um horizonte de 40 trimestres.

Na secção seguinte apresentam-se as representações gráficas das funções de resposta a impulso estimadas, procedendo-se à respectiva análise conclusiva.

4.5 - Análise dos resultados

A estimação dos coeficientes das funções de resposta a impulso⁸⁰ para um horizonte temporal de 40 trimestres e para uma inovação estrutural⁸¹ no consumo público real permitiu obter as respostas das cinco variáveis do modelo ao choque identificado. É de salientar o facto de estarmos a considerar respostas acumuladas e não "individuais"⁸² (em cada período), exceptuando a resposta de $\log(\text{rtl})$, uma vez que esta variável já é dada em nível. Assim, as respostas no segundo trimestre após o choque correspondem ao somatório dos efeitos individuais do choque nos primeiro e segundo trimestres, tal como as respostas no sexto trimestre correspondem ao somatório dos efeitos individuais do primeiro ao sexto trimestres.

As figuras 6 a 10 evidenciam os efeitos de inovações estruturais no consumo público real sobre as cinco variáveis do modelo, pela ordem com que nele foram introduzidas⁸³:

⁸⁰ Esta estimação foi efectuada com recurso ao *software* econométrico TSP 4.5.

⁸¹ No fundo, estamos a simular os efeitos de um choque correspondente a um desvio-padrão dos resíduos da primeira equação do VAR. Dado que $\sum_{\mu} = PP'$ é a variância dos resíduos da forma reduzida, o elemento da primeira linha e primeira coluna da matriz $\psi_0 = P$ representa o referido desvio-padrão.

⁸² No anexo H apresentam-se as respostas a impulso com efeitos individuais (período a período).

⁸³ Estimou-se também um VAR com 5 lags. No entanto, os resultados não se alteraram de forma significativa, o que revela a robustez dos mesmos.

Figura 6 – Resposta de $\log(g)$ a um choque estrutural em $\Delta \log(g)$:

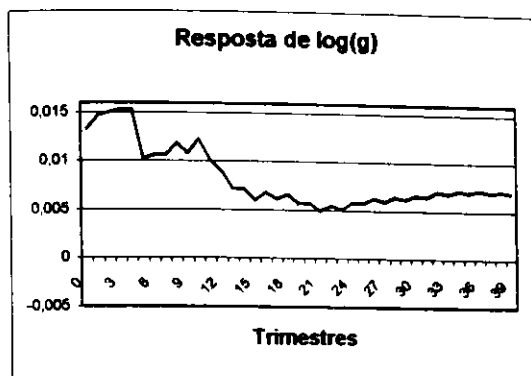


Figura 7 – Resposta de $\log(y)$ a um choque estrutural em $\Delta \log(g)$:

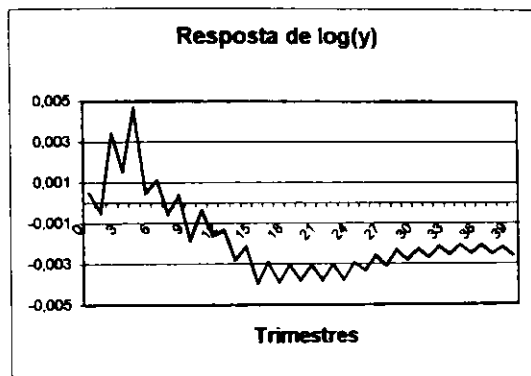


Figura 8 – Resposta de $\log(rtI)$ a um choque estrutural em $\Delta \log(g)$:

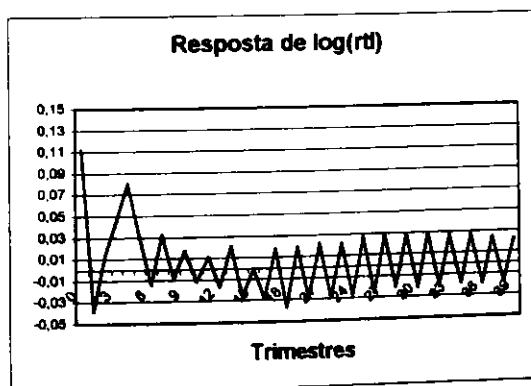


Figura 9 – Resposta de r a um choque estrutural em $\Delta \log(g)$:

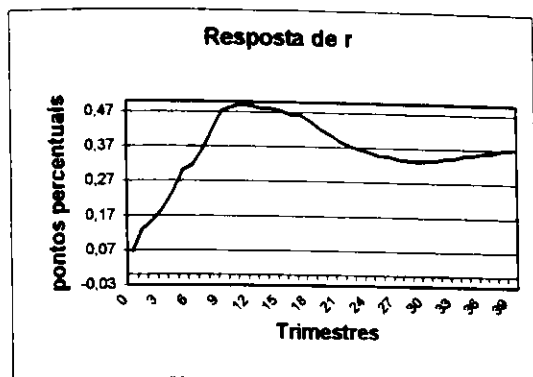
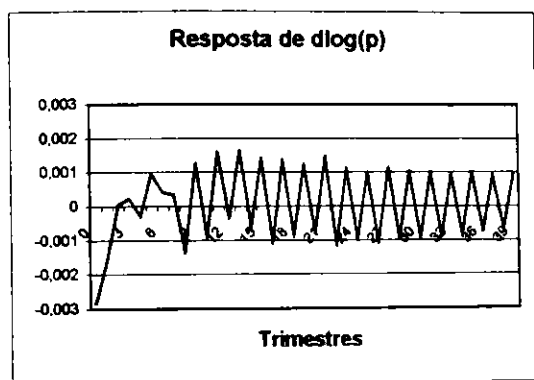


Figura 10 – Resposta de $d \log(p)$ a um choque estrutural em $\Delta \log(g)$:



A análise das respostas a impulso permite aferir, dadas as hipóteses admitidas ao longo deste trabalho, pela existência, no longo prazo, de efeitos não keynesianos resultantes de um choque no consumo público real em Portugal. A figura 7 revela uma resposta dinâmica do PIB real ao choque simulado que se pode dividir em duas partes. No curto e médio prazos, o aumento do consumo público real gera um impacto tipicamente keynesiano (expansionista). No entanto, ao final de cerca de 10 trimestres, o efeito expansionista desaparece para dar lugar a um efeito contraccionista que se mantém no longo prazo.

Para justificar em rigor o motivo deste comportamento dinâmico do PIB real seria necessário um estudo mais aprofundado. Porém, as explicações geralmente avançadas pelos defensores da «perspectiva alemã» parece aplicar-se a este caso. Assim, uma possível justificação poderá eventualmente basear-se no facto de que, após o efeito expansionista inicial, o PIB real se começa a contrair em virtude da quebra do consumo privado resultante da expectativa criadas pelos agentes de um maior défice orçamental e, conseqüentemente, mais impostos no futuro. Nesta óptica, seria interessante a inclusão do consumo privado real no modelo, bem como do investimento privado, para verificar em que medida estas variáveis reagiriam ao choque identificado.

Por outro lado, a figura 6 permite verificar uma dinâmica interessante do próprio consumo público real. Após o aumento inicial, ocorre uma diminuição súbita no curto prazo, como que para conter o défice. No longo prazo, o efeito de abrandamento assume um carácter permanente mas, ainda assim, o nível permanece mais elevado que antes do choque.

Quanto à receita total líquida, a figura 8 permite visualizar uma resposta normal em termos de orçamento, a um aumento da despesa. Assim, dada a forma de construção desta variável⁸⁴, este comportamento pode significar um aumento dos impostos (ou uma diminuição do investimento público) com vista a não permitir que o défice aumente. O efeito desaparece, contudo, com alguma rapidez, uma vez que não é necessário nem desejável aumentar permanentemente os impostos em resposta a um aumento do consumo público.

⁸⁴ Veja-se a secção 3 – Descrição dos dados.

Em relação à taxa de juro, a figura 9 revela uma evolução tipicamente keynesiana. De acordo com esta teoria, a taxa de juro aumenta em resposta a um acréscimo do consumo público. Já foi referida a ausência de uma série do investimento privado no modelo, mas não seria absurdo concluir, à luz do modelo IS-LM, que o investimento se reduziria em resposta a este aumento da taxa de juro, podendo assim contribuir para o efeito negativo (no longo prazo) do choque identificado sobre o produto real. Importa, no entanto, referir que a taxa de juro que estamos a utilizar no modelo é nominal. Para poder determinar com maior rigor o impacto da taxa de juro no investimento privado dever-se-ia introduzir no modelo uma taxa de juro real.

Finalmente, a figura 10 mostra uma resposta praticamente nula da taxa de inflação. De facto, não obstante o comportamento irregular a partir, sensivelmente, do décimo trimestre do horizonte de previsão, a taxa de inflação flutua dentro de uma banda que se pode considerar estreita e em torno de zero. Não se encontra, assim, evidência de qualquer resposta da taxa de inflação a um choque na taxa de crescimento do consumo público real.

As conclusões deste trabalho empírico, em particular as que respeitam ao comportamento dinâmico do PIB real, estão em linha com as obtidas por Giavazzi e Pagano (1990), e reforçam a teoria da «*expectation view of fiscal policy*». Os resultados obtidos, por exemplo, por Fatás e Mihov (2001b), Blanchard e Perotti (1999) e Hjelm (2000a) não são confirmados pelos resultados agora obtidos.

Fatás e Mihov (2001b) estimam um efeito sempre expansionista (também para um horizonte de 40 trimestres) no PIB real em resultado de um aumento da despesa pública. Também Blanchard e Perotti (1999) chegam à mesma conclusão (ver secção 2.6), embora para um horizonte de apenas 20 trimestres. No nosso trabalho, os efeitos expansionistas duram apenas sete trimestres.

5 - Conclusão

Nos últimos anos tem surgido com maior frequência literatura acerca dos efeitos macroeconómicos da política orçamental. As conclusões não são consensuais entre as diferentes correntes do pensamento económico. A controvérsia é patente através da análise de um amplo conjunto de estudos sintetizado neste trabalho.

Os defensores da perspectiva keynesiana advogam efeitos expansionistas sobre o produto decorrentes de aumentos da despesa pública e/ou de reduções de impostos. Deste ponto de vista, os efeitos são persistentes, e a política orçamental é uma bom instrumento para estabilizar os ciclos económicos.

Já na óptica dos defensores da «*expectation view of fiscal policy*», uma política de consolidação orçamental que tenha por objectivo a redução do défice gera efeitos expansionistas no longo prazo, ainda que no curto prazo, seja mais ou menos consensual que os efeitos keynesianos imperem. Da mesma forma, uma política de aumento da despesa pública pode gerar recessões. O trabalho de referência desta perspectiva não-keynesiana foi elaborado por Giavazzi e Pagano (1990), segundo os quais os programas de consolidação introduzidos na Irlanda e na Dinamarca durante a década de 80 são os melhores exemplos das chamadas «estabilizações orçamentais expansionistas», já que as fortes expansões do produto e do consumo privado que se seguiram aos cortes orçamentais foram o reflexo dos mesmos.

Neste trabalho, procurei desenvolver um modelo SVAR que, aplicado à economia portuguesa, pudesse fornecer pistas acerca do impacto macroeconómico da política orçamental. Em diversos momentos da elaboração do modelo foram admitidas hipóteses simplificadoras, a mais importante das quais foi a de que o consumo público real não sofre efeitos contemporâneos de alterações nas restantes variáveis consideradas, seguindo de perto a metodologia dos VAR semi-estruturais proposta por Bernanke e Blinder (1992) e Bernanke e Mihov (1998). Além disto, não se testou a existência de relações de cointegração que, a existirem, alterariam substancialmente a forma de determinação das funções de resposta a impulso, podendo mesmo alterar as conclusões agora obtidas.

Há ainda um ponto que importa referir, e que se prende com a abrangência das variáveis de política orçamental no modelo estimado. Assim, convém salientar que apenas se simulou o efeito de um choque numa variável de despesa, não se considerando qualquer choque do lado da receita. Deste modo, falar em efeitos da política orçamental com base num único choque pode ser pouco prudente.

Referidas as limitações, importa realçar as conclusões. Da estimação do modelo surge como principal resultado o efeito não keynesiano de longo prazo sobre o produto real resultante de um choque positivo de política orçamental (aumento do consumo público real). Este resultado pode estar relacionado com o efeito das expectativas dos agentes privados em termos de evolução do défice orçamental. Assim, mais despesa pública no presente pode significar um maior défice e, portanto, maior carga fiscal no futuro. Uma vez que, à luz da teoria neoclássica, os agentes formulam as suas decisões de consumo

com base no rendimento permanente, estes vão optar por começar a reduzir gradualmente o consumo para, de certa forma, alisar os seus níveis de despesa, já que terão que suportar os custos de um défice maior no futuro (mais impostos). Esta pode ser a justificação chave para o resultado obtido.

Porém, um maior grau de certeza nesta justificação implicaria a inclusão do consumo privado no modelo, bem como do investimento privado. Esta é, sem dúvida, uma boa pista para investigação futura neste tema, assim como o é a identificação de um choque do lado da receita do SPA e o estudo de relações de cointegração entre as variáveis do modelo.

Esta é uma área onde a margem para inovar em termos de investigação parece não ter fim. Numa oportunidade futura poder-se-á, eventualmente, ir um pouco mais além.

ANEXOS

ANEXO A – Coeficientes de trimestralização

Anos	Trím	PIB Nominal	G Nominal	RT (Estado) + Cont. SS	JDP + Dcorr (SS) + Sub
1980	Q1	23,21%	22,68%	21,45%	20,22%
	Q2	25,15%	24,23%	24,24%	19,08%
	Q3	25,18%	25,77%	26,70%	21,72%
	Q4	26,46%	27,32%	27,81%	30,99%
1981	Q1	22,84%	23,13%	20,53%	17,86%
	Q2	24,07%	25,18%	24,68%	16,78%
	Q3	26,21%	25,31%	25,15%	31,11%
	Q4	26,88%	26,38%	29,63%	34,25%
1982	Q1	22,82%	22,81%	18,50%	14,78%
	Q2	24,88%	24,09%	24,66%	22,77%
	Q3	24,66%	25,65%	23,32%	22,01%
	Q4	27,84%	27,45%	33,51%	40,44%
1983	Q1	22,72%	23,03%	18,73%	15,14%
	Q2	24,04%	24,45%	23,07%	23,81%
	Q3	26,11%	25,70%	23,47%	24,65%
	Q4	27,12%	26,81%	34,72%	38,21%
1984	Q1	22,66%	23,16%	19,78%	15,66%
	Q2	24,19%	24,20%	24,78%	25,83%
	Q3	26,12%	25,51%	23,74%	23,97%
	Q4	27,04%	27,13%	31,70%	34,54%
1985	Q1	23,09%	22,51%	19,84%	14,42%
	Q2	24,58%	24,14%	24,91%	25,82%
	Q3	25,44%	25,85%	25,10%	22,47%
	Q4	26,91%	27,50%	30,15%	37,28%
1986	Q1	23,09%	24,17%	18,08%	16,14%
	Q2	24,41%	25,33%	24,41%	31,12%
	Q3	25,58%	26,31%	24,58%	22,18%
	Q4	26,92%	24,19%	32,92%	30,56%
1987	Q1	23,61%	23,46%	17,67%	17,25%
	Q2	24,35%	24,33%	26,74%	26,90%
	Q3	25,39%	25,44%	22,76%	26,82%
	Q4	26,66%	26,78%	32,89%	29,09%
1988	Q1	23,88%	24,03%	19,36%	19,26%
	Q2	24,20%	24,40%	27,38%	25,43%
	Q3	25,34%	25,18%	24,25%	26,62%
	Q4	26,58%	26,38%	29,00%	28,70%
1989	Q1	23,90%	23,07%	19,36%	20,30%
	Q2	24,01%	24,41%	26,46%	27,66%
	Q3	25,57%	25,68%	24,18%	24,12%
	Q4	26,62%	26,85%	30,00%	27,72%
1990	Q1	23,07%	23,00%	18,71%	22,21%
	Q2	24,53%	24,13%	24,58%	23,31%
	Q3	25,33%	25,56%	26,47%	28,74%
	Q4	27,07%	27,31%	30,23%	25,75%
1991	Q1	23,14%	22,98%	20,38%	24,62%
	Q2	24,61%	24,49%	24,80%	19,70%
	Q3	25,55%	25,76%	27,25%	29,29%
	Q4	26,70%	26,75%	27,55%	26,38%
1992	Q1	24,18%	24,07%	20,85%	26,06%
	Q2	24,78%	24,68%	24,63%	18,62%
	Q3	25,25%	25,30%	23,87%	32,52%
	Q4	25,80%	25,95%	30,64%	22,81%
1993	Q1	24,17%	24,23%	21,11%	27,10%
	Q2	24,85%	24,78%	25,54%	20,32%
	Q3	24,94%	25,28%	24,08%	28,28%
	Q4	26,04%	25,71%	29,26%	24,31%
1994	Q1	24,09%	24,36%	22,00%	24,40%
	Q2	24,84%	24,75%	26,03%	21,56%
	Q3	25,03%	25,20%	24,20%	27,78%
	Q4	26,04%	25,69%	27,77%	26,26%
1995	Q1	24,41%	24,17%	21,84%	24,92%
	Q2	24,82%	24,72%	26,10%	21,37%
	Q3	25,14%	25,28%	23,87%	27,10%
	Q4	26,63%	25,83%	28,19%	26,60%
1996	Q1	24,37%	24,28%	20,41%	28,51%
	Q2	24,83%	24,76%	28,52%	21,29%
	Q3	25,20%	25,24%	23,66%	26,07%
	Q4	26,60%	25,72%	27,42%	26,13%
1997	Q1	24,35%	24,36%	19,86%	27,48%
	Q2	24,90%	24,82%	28,05%	20,67%
	Q3	25,09%	25,23%	21,84%	25,80%
	Q4	26,66%	25,60%	30,25%	26,04%
1998	Q1	24,19%	24,26%	19,66%	28,29%
	Q2	24,78%	24,70%	25,70%	21,22%
	Q3	25,21%	25,22%	28,16%	23,34%
	Q4	26,81%	25,82%	26,48%	27,15%
1999	Q1	24,53%	23,98%	21,27%	26,53%
	Q2	24,93%	24,67%	25,99%	21,82%
	Q3	25,02%	25,34%	26,93%	24,44%
	Q4	26,63%	25,99%	26,82%	27,20%
2000	Q1	24,30%	24,13%	21,00%	23,51%
	Q2	24,88%	24,73%	23,46%	23,22%
	Q3	25,16%	25,29%	25,67%	26,13%
	Q4	26,66%	26,86%	29,88%	27,14%

Nota: RT – Receita total do Estado; Cont. SS – Contribuições para a Segurança Social; JDP – Juros da dívida pública; Dcorr (SS) – Despesas correntes da Segurança Social; Sub – Subsídios pagos pelo Estado.

Fonte: Cálculos do autor com base em INE e DGO.

ANEXO B – Séries anuais utilizadas (valores nominais)

	PIB	Consumo Público	Receita Total	Despesa Total - Consumo Público	Receita total líquida	Taxa de crescimento do deflactor do PIB
1982	10 986	1 619	3 790	3 001	789	
1983	13 666	2 046	5 085	3 827	1 258	20,690%
1984	16 718	2 491	6 078	5 170	907	24,605%
1985	20 923	3 152	7 443	6 260	1 182	24,676%
1986	26 245	3 839	9 350	6 748	2 602	21,735%
1987	30 739	4 448	10 719	7 623	3 096	20,451%
1988	36 730	5 544	13 128	8 433	4 695	10,097%
1989	43 206	6 781	15 556	9 277	6 279	11,165%
1990	50 817	8 239	18 742	12 480	6 262	10,514%
1991	58 386	10 493	22 380	14 680	7 700	13,145%
1992	65 778	11 877	27 304	16 454	10 850	10,086%
1993	69 187	12 964	27 685	18 072	9 613	11,446%
1994	74 938	13 835	29 597	19 350	10 247	7,376%
1995	80 810	15 032	32 691	21 274	11 417	7,278%
1996	86 490	16 331	35 984	23 039	12 945	3,429%
1997	93 285	17 704	38 787	23 579	15 208	3,062%
1998	101 386	19 124	41 825	25 125	16 700	3,788%
1999	108 344	21 208	46 319	27 425	18 894	3,899%
2000	115 013	23 131	49 221	27 763	21 458	3,303%

Unidade: Milhões de euros

Fonte: AMECO Database

ANEXO C – Trimestralização de séries anuais

Anos	PIB Nominal
1982	10 986
1983	13 666
1984	16 718

Unidade: Milhões de euros

Nota: Código PRT.1.0.0.0.UVGDH da AMECO

Fonte: AMECO Database

Coeficientes de trimestralização		
Anos (trim)		PIB Nominal
1982	Q1	22,82%
	Q2	24,88%
	Q3	24,66%
	Q4	27,64%
1983	Q1	22,72%
	Q2	24,05%
	Q3	26,11%
	Q4	27,12%
1984	Q1	22,65%
	Q2	24,19%
	Q3	26,12%
	Q4	27,04%

Fonte: Contas Nacionais Trimestrais do INE

PIB nominal trimestral (milhões de euros):

1982:Q1 10 986 * 0,2282 = 2 507
 1982:Q2 10 986 * 0,2488 = 2 733
 1982:Q3 10 986 * 0,2466 = 2 709
 1982:Q4 10 986 * 0,2764 = 3 037

1983:Q1 13 666 * 0,2272 = 3 105
 1983:Q2 13 666 * 0,2405 = 3 287
 1983:Q3 13 666 * 0,2611 = 3 568
 1983:Q4 13 666 * 0,2712 = 3 706

1984:Q1 16 718 * 0,2265 = 3 787
 1984:Q2 16 718 * 0,2419 = 4 044
 1984:Q3 16 718 * 0,2612 = 4 367
 1984:Q4 16 718 * 0,2704 = 4 520

ANEXO D – Exemplo de compatibilização de séries

Para a série do Consumo Público Total do SPA (a preços correntes), por exemplo, a base de dados AMECO fornece valores contabilizados segundo o SEC 79 até 1995, e segundo o SEC 95 desde 1995. Surgiu, então, a necessidade de compatibilizar as séries à luz do mesmo sistema contabilístico. Optou-se pela uniformização em termos do SEC 95, uma vez que é o que se encontra actualmente em vigor. Veja-se o quadro com os valores iniciais em milhões de euros, retirados da base de dados AMECO:

Consumo Público Total (G)				
	SEC 79	SEC 95	Taxas crescimento	Série final SEC 95
Anos				
1982	1 501		21,9%	1 619
1983	1 898		26,4%	2 046
1984	2 311		21,8%	2 491
1985	2 923		26,5%	3 152
1986	3 561		21,8%	3 839
1987	4 125		15,9%	4 448
1988	5 141		24,6%	5 544
1989	6 289		22,3%	6 781
1990	7 641		21,5%	8 239
1991	9 732		27,4%	10 493
1992	11 015		13,2%	11 677
1993	12 023		9,2%	12 964
1994	12 831		6,7%	13 835
1995	13 941	15 032	8,7%	15 032
1996		16 331		16 331
1997		17 704		17 704
1998		19 124		19 124
1999		21 208		21 208
2000		23 131		23 131

Unidade: Milhões de euros.

Nota: Código PRT.1.0.0.0.UCTG0F da AMECO.

Fonte: AMECO Database.

O método de compatibilização consistiu no cálculo das taxas de crescimento do consumo público total do SPA de acordo com ambos os sistemas contabilísticos. Depois, transformou-se a série contabilizada de acordo com o SEC 79 numa outra série em SEC 95 através da aplicação das taxas de crescimento calculadas anteriormente. De 1995 (inclusive) em diante, os valores da série final são os mesmos da série original em SEC 95.

ANEXO E – Exemplo de cálculo de uma média ponderada da taxa de juro

A taxa de desconto do Banco de Portugal em 31 de Dezembro de 1988 era de 13,5%⁸⁵. Já no decurso do primeiro trimestre de 1989, mais concretamente em 18 de Março de 1989⁸⁶, entrou em vigor a nova taxa de desconto – 14,5% - que só viria a ser alterada em 1993. Assim, para calcular a taxa de desconto média ponderada do primeiro trimestre de 1989, importa saber quantos dias é que cada uma das duas taxas esteve em vigor durante o mesmo trimestre:

Taxa de 13,5%: 31 dias de Janeiro + 28 dias de Fevereiro + 18 dias de Março = 77 dias

Taxa de 14,5%: 13 dias de Março

Total de dias do trimestre = 90 dias

% de tempo em que vigorou a taxa de 13,5% = $(77 \text{ dias} / 90 \text{ dias}) = 85,6\%$

% de tempo em que vigorou a taxa de 14,5% = $(13 \text{ dias} / 90 \text{ dias}) = 14,4\%$

Taxa média ponderada no 1º trimestre = $(0,856 * 0,135) + (0,144 * 0,145) = 13,64\%$

⁸⁵ Havia sido fixada pelo Aviso n° 3/88 do Banco de Portugal, de 5 de Maio de 1988, publicado no Diário da República n° 104, I Série Supl., de 5/5/88.

⁸⁶ Aviso do Banco de Portugal de 17 de Março de 1989, publicado no Diário da República n° 65, I Série Supl., de 18/3/89.

ANEXO F – Resultados de um VAR [com $\Delta \log(rlt)$]

Também se estimou um modelo VAR incluindo as primeiras diferenças do logaritmo da receita total líquida, em vez do nível da variável. O Quadro 2 revela que, neste caso, a ordem óptima para o VAR é de cinco⁸⁷.

Quadro 6: Escolha da ordem do VAR [com $\Delta \log(rlt)$]

Número de lags	Autocorrelação (1-5) Estatística F	Normalidade χ^2	Heterocedasticidade χ^2	Critério AIC	Critério SBIC	Critério HQ
1	2,4846 (0,0000)	47,518 (0,0000)	279,44 (0,0000)	-26,6181	-24,8373	-25,9116
2	2,3074 (0,0000)	41,476 (0,0000)	396,23 (0,0002)	-27,2077	-24,6174	-26,1800
3	1,5591 (0,0092)	30,475 (0,0007)	522,71 (0,0100)	-27,5714	-24,1717	-26,2226
4	1,4811 (0,0307)	21,744 (0,0165)	609,96 (0,3801)	-27,4185	-23,2094	-25,7486
5	1,3223 (0,1337)	20,666 (0,0234)	nd	-26,9930	-21,9743	-25,0019
6	1,0341 (0,4961)	21,068 (0,0206)	nd	-26,5244	-20,6963	-24,2122

Nota: Todos os resultados apresentados foram obtidos da mesma forma que os apresentados para o VAR de ordem 6 (ver Quadro 5, na página 58).

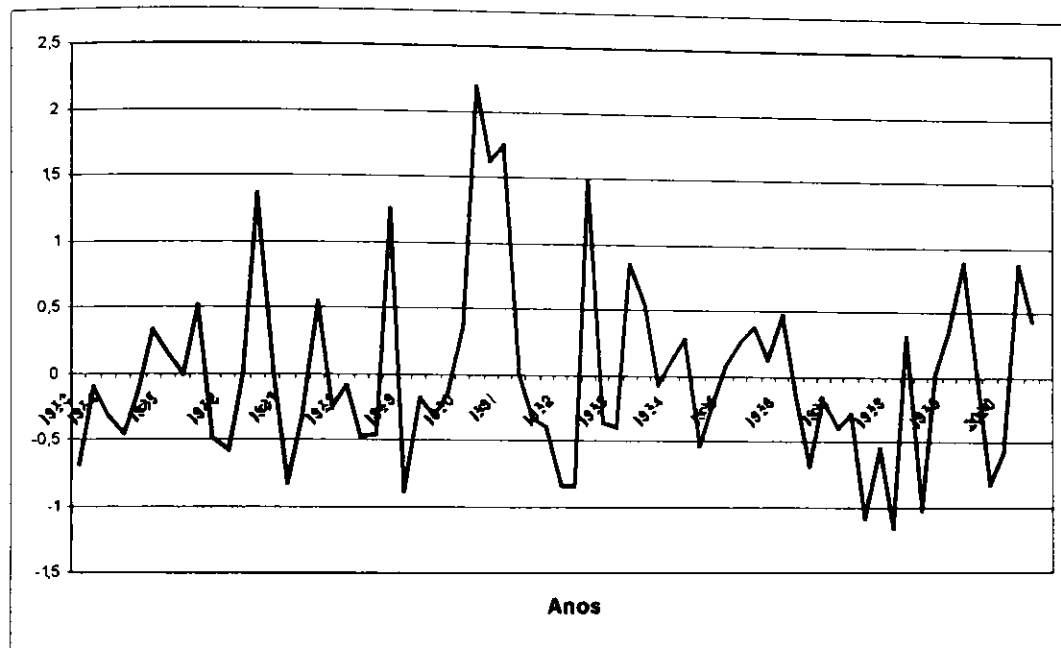
A matriz P, que resulta da decomposição de Cholesky da matriz Σ_{μ} , é dada por:

$$P = \begin{bmatrix} 0,014278 & & & & & \\ 0,00062936 & 0,011276 & & & & \\ 0,075635 & 0,021858 & 0,30407 & & & \\ 0,067345 & 0,018533 & -0,044694 & 0,40138 & & \\ -0,0049953 & -0,00053310 & -0,0010315 & -0,00016238 & 0,0074068 & \end{bmatrix}$$

⁸⁷ De acordo com o critério já utilizado neste trabalho para determinar a ordem do VAR com aquela variável em nível (ver Quadro 5 na página 58).

O gráfico 2 representa a série dos choques da forma estrutural sobre o consumo público real. O comportamento da série é, no entanto, muito semelhante ao obtido na estimação do VAR de ordem 6 (ver Gráfico 1, na página 63).

Gráfico 2 – Choques estruturais normalizados sobre o consumo público [VAR (5)]



As figuras 11 a 15 representam as respostas acumuladas a inovações estruturais no consumo público real.

Figura 11 – Resposta de $\log(g)$ a um choque estrutural em $\Delta \log(g)$:

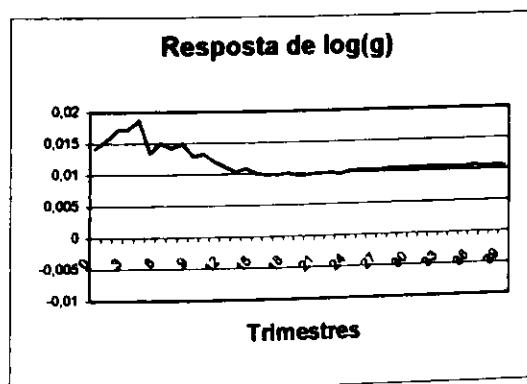


Figura 12 – Resposta de $\log(y)$ a um choque estrutural em $\Delta \log(g)$:

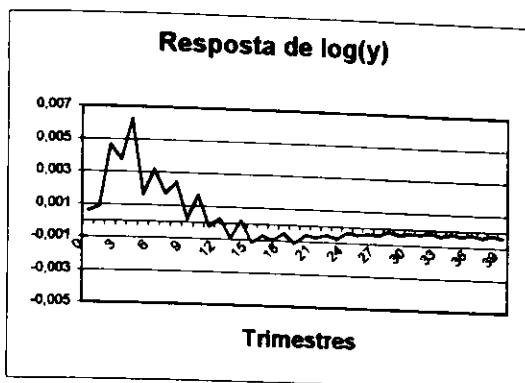


Figura 13 – Resposta de $\log(rtl)$ a um choque estrutural em $\Delta \log(g)$:

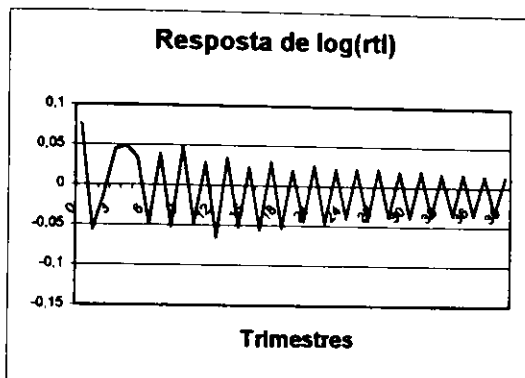


Figura 14 – Resposta de r a um choque estrutural em $\Delta \log(g)$:

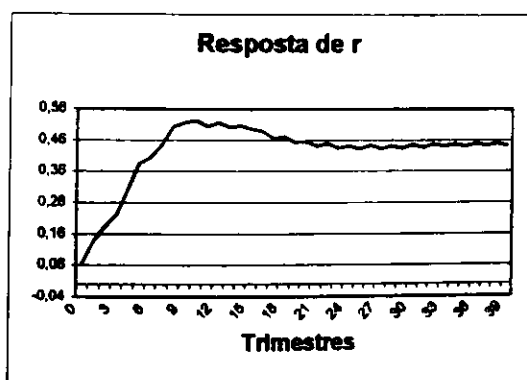
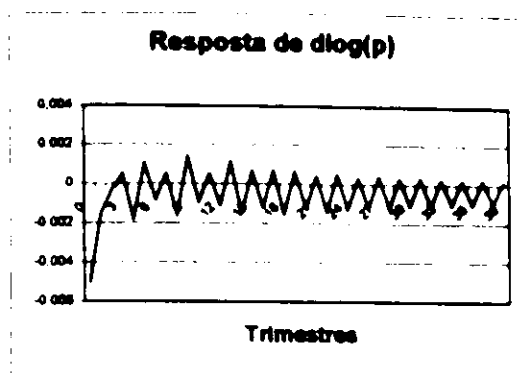


Figura 15 – Resposta de $dlog(p)$ a um choque estrutural em $\Delta \log(g)$:



O padrão de respostas a impulso das variáveis do modelo ao choque identificado é, em geral, muito semelhante ao obtido no VAR (6), com a utilização de $\log(rl)$ em vez de $dlog(rl)$, o que demonstra a robustez dos resultados obtidos. Isto é verdade quer para as respostas acumuladas, quer para as individuais (período a período), conforme se pode observar nas figuras 16 a 20:

Figura 16 – Resposta individual de $\Delta \log(g)$:

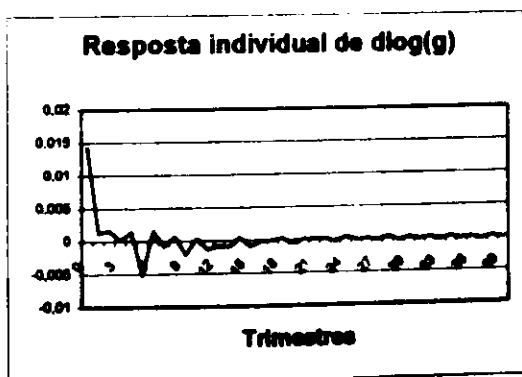


Figura 17 – Resposta individual de $\Delta \log(y)$:

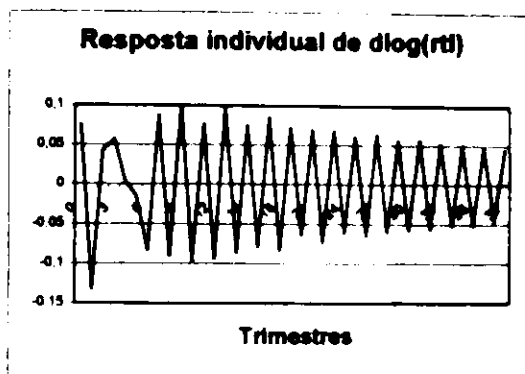
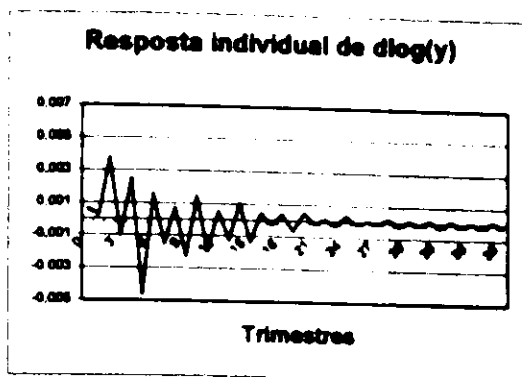


Figura 18 – Resposta individual de $\Delta \log(rit)$:

Figura 19 – Resposta individual de Δr :

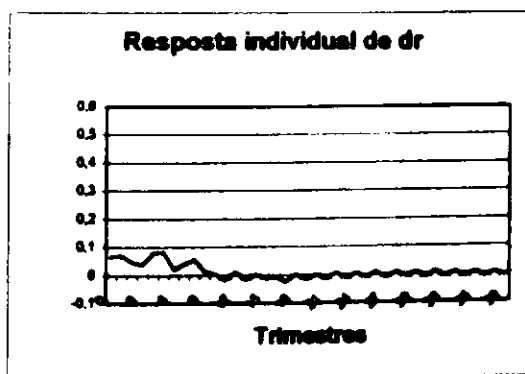
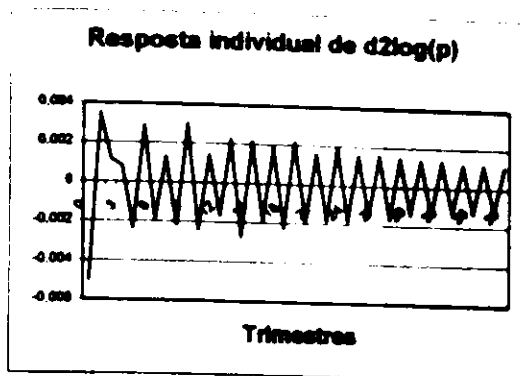


Figura 20 – Resposta individual de $\Delta^2 \log(p)$:

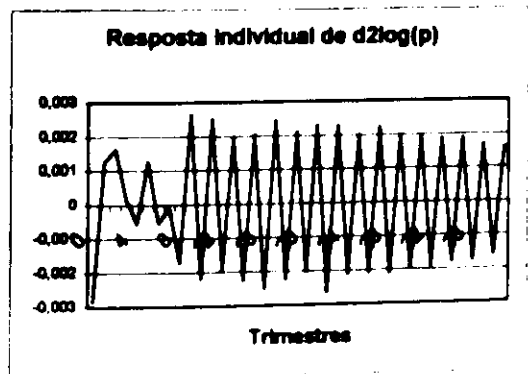
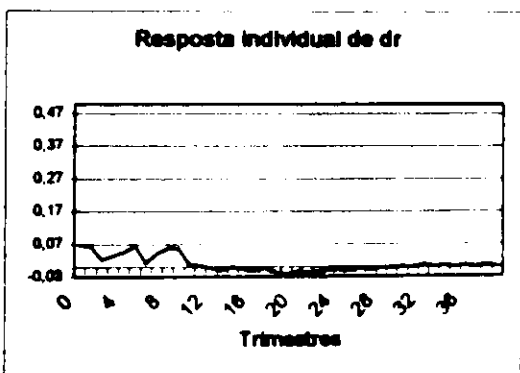
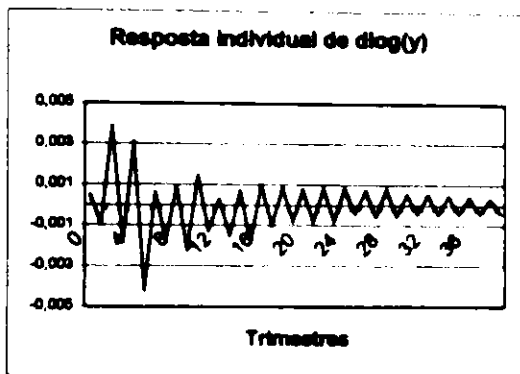
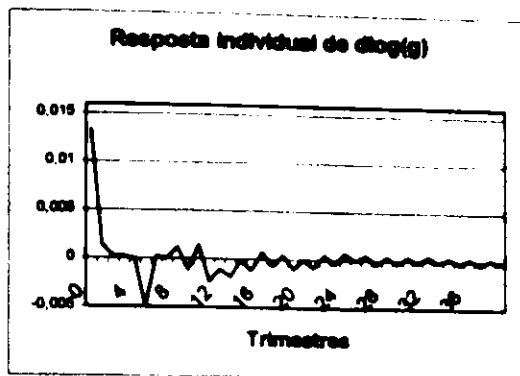


ANEXO G – Testes de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade dos resíduos (para cada uma das equações do VAR de ordem 6)

Equação	Autocorrelação [$F(1,31)$]		Normalidade [$\chi^2(2)$]
	Ordem 1-4	Ordem 1-5	
dlog(g)	1.9384 (0.1317)	2.3598 (0.0670)	12.6010 (0.0018)
dlog(y)	0.5829 (0.6775)	1.1447 (0.3614)	1.7877 (0.4091)
log(rti)	0.9327 (0.4593)	0.7395 (0.6005)	0.7790 (0.6774)
dr	1.1536 (0.3522)	1.6089 (0.1915)	1.7912 (0.4084)
d2log(p)	0.7477 (0.5679)	0.8446 (0.5302)	0.3729 (0.8299)

Nota: *P-values* entre parêntesis. Resultados obtidos através do PcFiml 9.0

ANEXO H - Respostas a impulso



Bibliografia

- Afonso, A. (2001), Non Keynesian Effects of Fiscal Policy in the EU-15, *ISEG-UTL, Working Paper n° 7/2001/DE/CISEP*.
- Afonso, A. (2002), Efeitos das Consolidações Orçamentais na UE-15: O Caso de Portugal, *Direcção-Geral de Estudos e Previsão, Ministério das Finanças, Working Paper n° 25*.
- Alesina, A. e Ardagna, S. (1998), Tales of Fiscal Adjustment, *Economic Policy*, 27, pp. 487-545.
- Alesina, A. e Perotti, R. (1995), Fiscal Expansions and Adjustments in OECD Countries, *Economic Policy*, 21, pp. 205-47.
- Alesina, A. e Perotti, R. (1997), Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects, *IMF Staff Papers*, Vol. 44, n° 2, pp. 210 - 48.
- Alesina, A., Perotti, R. e Tavares, J. (1998), The Political Economy of Fiscal Adjustments, *Brooking Papers on Economic Activity*, n° 1, pp. 197-248.
- Amisano, G. e Giannini, C. (1997), *Topics in Structural VAR Econometrics, Second Edition*, Berlin: Springer-Verlag.
- Barry, F. (1991), The Irish Recovery 1987-90: An Economic Miracle?, *Irish Banking Review*, Winter 1991, pp. 23-40.
- Barry, F. e Devereux, M. B. (1995), The 'Expansionary Fiscal Contraction' Hypothesis: A Neo-Keynesian Analysis, *Oxford Economic Papers*, 47, pp. 249-64.
- Bernanke, B. S. (1986), Alternative Explanations of the Money-Income Correlation, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, pp. 249-64.
- Bernanke, B. S. e Blinder, A. S. (1992), The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission, *The American Economic Review*, 82, pp. 901-21
- Bernanke, B. S. e Mihov, I. (1998), Measuring Monetary Policy, *The Quarterly Journal of Economics*, August, pp. 869-902.

- Bertola, G. e Drazen, A. (1993), Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity, *The American Economic Review*, 83, pp 11-26
- Bhattacharya, R. (1999), Private Sector Consumption Behavior and Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy, *IMF Working Papers*, 99/112.
- Blanchard, O. (1985), Debt, Deficits, and Finite Horizons, *Journal of Political Economy*, 93, pp 223-47
- Blanchard, O. e Watson, M. (1986), Are Business Cycles All Alike?, in: Robert J. Gordon (ed.), *The American Business Cycle*, University of Chicago Press.
- Blanchard, O. e Quah, D. (1989), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, *The American Economic Review*, 79, pp. 655-73.
- Blanchard, O. (1990), Comment on Giavazzi and Pagano (1990), in: Blanchard, O. e Fisher, S. (ed.), *NBER Macroeconomics Annual 1990*, MIT Press, pp. 111-16.
- Blanchard, O. e Perotti, R. (1999), An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output, *NBER Working Papers*, n° 7269.
- Brüggemann, R. e Lütkepohl, H. (2000), Lag Selection in Subset VAR Models with an Application to a U. S. Monetary System, *Institut für Statistik und Ökonometrie*, Humboldt-Universität zu Berlin.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. e Fisher, J. D. M. (2000), Assessing the Effects of Fiscal Shocks, *NBER Working Papers*, n° 7459.
- Cooley, T. F. e LeRoy, S. F. (1985), Atheoretical Macroeconomics: A Critique, *Journal of Monetary Economics*, 16, pp. 283-308.
- De Arcangelis, G. e Lamartina, S. (2001), Fiscal Shocks and Policy Regimes in Some OECD Countries, mimeo.
- De Brouwer, G. e Ericsson, N. R. (1998), Modeling Inflation in Australia, *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, n° 4, pp. 433-49.
- Doornik, J. A. e Hendry, D. F. (1997), *Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows*, London: International Thomson Business Press.

- Dornbush, R., Fischer, S. e Startz, R. (1998), *Macroeconomics*, Seventh ed., New York: McGraw-Hill.
- Drazen, A. (1990), Comment on Giavazzi and Pagano (1990), in: Blanchard, O. e Fisher, S. (ed.), *NBER Macroeconomics Annual 1990*, MIT Press, pp. 117-22.
- Edelberg, W., Eichenbaum, M. e Fisher, J. D. M. (1999), Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases, *Review of Economic Dynamics*, 2, pp. 166-206.
- Enders, W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, Wiley.
- Fatás, A. e Mihov, I. (2001a), Fiscal Policy and Business Cycles: An Empirical Investigation, INSEAD, mimeo.
- Fatás, A. e Mihov, I. (2001b), The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence, *CEPR Discussion Papers*, n° 2760.
- Fatás, A. e Mihov, I. (2001c), Government Size and Automatic Stabilizers: International and Intranational Evidence, *Journal of International Economics*, 55, pp 3-28.
- Feldstein, M. (1982), Government Deficits and Aggregate Demand, *Journal of Monetary Economics*, 9, pp. 1-20.
- Giavazzi, F. e Pagano, M. (1990), Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries, in: Blanchard, O. e Fisher, S. (ed.), *NBER Macroeconomics Annual 1990*, MIT Press.
- Giavazzi, F. e Pagano, M. (1995), Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience, *CEPR Discussion Papers*, n° 1284.
- Giavazzi, F., Jappelli, T. e Pagano, M. (1999), Searching for Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy, *CSEF, Dipartimento di Scienze Economiche, Università degli Studi di Salerno*, Working Paper n° 16.
- Greene, W. H. (1997), *Econometric Analysis*, 3rd Edition, New Jersey: Prentice Hall.
- Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Hjelm, G. (2000a), On the Use of Generalized Impulse Response Function: Estimating the Dynamic Effects of Fiscal Policy, in: "Essays on the Macroeconomic Effects of Fiscal Policy", Licentiate Dissertation in Economics, Lund University.

Hjelm, G. (2000b), The Effects of Fiscal Contractions: A Circumstantial Approach, in *Essays on the Macroeconomic Effects of Fiscal Policy*, Licenciata Dissertation in Economics, Lund University

Hjelm, G. e Johansson, M. W. (2002), Structural Change in Fiscal Policy and the Permanence of Fiscal Contractions – the Case of Denmark and Ireland, *Lund University - Department of Economics Working Papers*, n° 2002/11.

Holtemöller, O. (2001), Structural Vector Autoregressive Models and Monetary Policy Analysis, *Institut für Statistik und Ökonometrie, Humboldt-Universität zu Berlin*.

Keating, J. W. (1992), Structural Approaches to Vector Autoregressions, *Quarterly Review (September/October)*, Federal Reserve Bank of St. Louis, pp. 37-57.

Lütkepohl, H. (1991), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin: Springer Verlag.

Mankiw, N. G. (1997), *Macroeconomics*, Third Edition, New York: Worth.

McDermott, C. J. e Wescott, R. F. (1996), An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments, *IMF Staff Papers*, Vol. 43, n° 4, pp. 725-53.

Perotti, R. (1999), Fiscal Policy in Good Times and Bad, *The Quarterly Journal of Economics*, 114, pp. 1399-1436.

Pesaran, M. H. e Shin, Y. (1998), Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models, *Economic Letters*, 58, pp. 17-29.

Ramey, V. A. e Shapiro, M. D. (1998), Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 48, pp. 145-94.

Sims, C. A. (1986), Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Winter, pp. 2-16.

Stiglitz, J. (1996), *Economics*, 2nd edition, New York: Norton.

Sutherland, A. (1997), Fiscal Crisis and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effect of Fiscal Policy?, *Journal of Public Economics*, 65, 2, pp. 147-62.

Zaghini, A. (1999), The Economic Policy of Fiscal Consolidations: The European Experience, *Banca d'Italia, Temi di Discussione* n° 355