

Um modelo VAR para uma Avaliação
Macroeconómica de Efeitos da Integração
Europeia da Economia Portuguesa

João Sousa Andrade
G.E.M.F.
Faculdade de Economia
Universidade de Coimbra
<http://www2.fe.uc.pt/~jasa>

9 de Outubro de 2002

Resumo

Procuramos com este estudo fazer uma identificação, seguida de quantificação, de possíveis choques de natureza macroeconómica a que a economia portuguesa esteve sujeita durante os anos dos anos 80. Propomos para isso um modelo resumido para representar o seu comportamento. As variáveis do modelo não excluem a hipótese de raiz unitária não sazonal e não apresentam qualquer relação de co-integração entre elas. O modelo VAR é estimado com variáveis $I(1)$. Com base neste modelo propomo-nos conhecer as relações que se estabeleceram entre as variáveis macroeconómicas seleccionadas. O modelo exclui a hipótese nula de qualquer uma das suas variáveis e é estável. A análise dos choques permite-nos avaliar as consequências de alterações imprevisíveis de cada uma das variáveis e de um mix de variáveis sobre todo o modelo. Num modelo deste tipo, os efeitos extinguem-se ao longo de algum tempo e assim a análise apenas pode ser feita em termos de períodos durante os quais os choques se fazem sentir e dos valores transitórios desses choques. O modelo permite-nos uma avaliação dos efeitos dos choques a que a economia portuguesa esteve sujeita no seu processo de integração. Verificamos ainda que os resultados desses choques já se encontram esgotados. Finalmente, uma palavra sobre este tipo de simulação: os resultados dos choques não são mais que as consequências dos valores dos choques que entretanto supusemos e que apenas devem relevar do bom senso.

Keywords: VAR; Choques; Integração económica; Economia europeia

Conteúdo

1	Introdução	2
2	Factores históricos macroeconómicos importantes na história recente da economia portuguesa	4
2.1	Abertura da economia portuguesa	4
2.2	A inovação financeira	5
2.3	A inflação	6
3	As variáveis utilizadas no nosso modelo	8
4	Modelo VAR com variáveis I(1)	9
4.1	A estimação do modelo	9
4.2	A análise da exclusão e da variância das variáveis do modelo	13
4.3	Análise de choques exógenos	14
4.3.1	Choque unitário sobre os encaixes reais	14
4.3.2	Choque unitário sobre o produto	16
4.3.3	Choque unitário sobre a taxa de inflação	18
4.3.4	Choque unitário sobre o juro real	19
4.3.5	Outros tipos de choques conjuntos	21
5	Conclusão	22
6	ANEXO A: Análise da presença de raiz unitária e de relações de co-integração	24
6.1	Testes de raiz unitária	24
6.1.1	Encaixes reais	24
6.1.2	Produto	25
6.1.3	Taxa de juro real	25
6.1.4	Taxa de inflação	26
6.2	Análise de co-integração entre as variáveis do modelo	26
7	ANEXO B: Figuras dos choques com os intervalos de 95%	28

1 Introdução

Vamos ensaiar a aplicação de um modelo macroeconómico reduzido, do tipo VAR, à economia portuguesa, com o objectivo de investigar efeitos macroeconómicos da sua integração europeia. Depois de apresentadas as suas principais características avançaremos para o seu estudo empírico. O período escolhido vai de 1977 a 2000 e os valores têm uma periodicidade trimestral. Pensamos que este período é adequado ao estudo dos efeitos da integração portuguesa na então CEE¹. O modelo que usaremos será diferente dos que foram usados para conhecer os efeitos da integração em Portugal, Irlanda e Espanha (FEUNL (1998), T. Baker and Honohan (1996), Kim (1998) e Amuedo-Dorantes and Wheeler (2001))². Recentemente, Duarte (2002) também procurou estudar os efeitos da valorização cambial do escudo, como resultado da política seguida na primeira metade dos anos 90, no processo de adesão da economia portuguesa ao SME³.

O modelo foi escolhido tendo em conta aspectos macroeconómicos importantes da nossa economia e o que dele pretendemos retirar. Esta forma de construção de um modelo VAR afasta-se assim da ideia pioneira de estarmos perante modelos isentos de teoria. Designando os encaixes reais por M , o produto por Q , a taxa de inflação por p e a taxa de juro real por r , representamos muito simpli...cadamente a nossa economia com os seguintes comportamentos

$$\begin{aligned} M(Q, p, r) &= 0 & \text{com } M_Q > 0, M_p < 0, M_r < 0 \\ Q(M, p, r) &= 0 & Q_M > 0, Q_p < 0, Q_r < 0 \\ p(M, Q, r) &= 0 & p_M > 0, p_Q < 0, p_r > 0 \\ r(M, Q, p) &= 0 & r_M < 0, r_Q > 0, r_p > 0 \end{aligned}$$

A presença da taxa de inflação no modelo deve-se ao facto de todas as restantes variáveis serem reais e de esta variável representar, a par com a taxa de juro, um custo de oportunidade dos encaixes. A primeira equação representa uma simples função procura de moeda, e as derivadas da primeira linha traduzem o tipo de relações normalmente obtidas (Hornman and Rasche (1996)). A segunda linha de derivadas é mais controversa. A oferta global é aqui tomada de acordo com o que ...cou conhecido como a hipótese de Friedman (Friedman (1977) e Holland (1993)), onde a primeira derivada relativamente aos preços tem sinal negativo. Este comportamento justi...ca-se, no nosso caso, pela evolução da nossa taxa de inflação (Brunner and Hess (1993)). Embora a nossa economia não registre os fenómenos inflacionistas da América Latina, o período de análise é curto e, na primeira parte, a inflação

¹Formalmente veri...cada em 1 de Janeiro de 1986. CEE: Comunidade Económica Europeia.

²Os dois primeiros focam o aspecto de adesão à U.E.M..

³Veja-se também Machado and Pinheiro (1994) e Barbosa and Machado (1996).

foi crescente de forma sustentada, o que justifica a hipótese da derivada relativamente à inflação ter sinal negativo (Darrat and Lopez (1989)). O comportamento da função dos preços é mais concensual. Em termos de derivadas, estamos perante um comportamento oligopolista de determinação de preços no que se refere à taxa de juro real. A equação da taxa de juro real reflecte um efeito de liquidez, ainda que em termos reais, e um efeito de pressão da procura (Fisher (1930)). Admite-se ainda um efeito positivo face à taxa de inflação, que foi comum mesmo em países da U.E. (Andersen and Sorensen (1991)).

Como sabemos, o estudo de uma economia baseado em apenas uma equação não permite reter a riqueza das interdependências que são geradas na realidade. Os efeitos de qualquer choque sobre uma das variáveis dependerão dos valores dos parâmetros do modelo e não apenas de uma das equações. Vejamos o efeito do aumento da inflação. A subida da sua taxa provoca um aumento da taxa de juro real. Como resultado do acréscimo da inflação o produto é afectado negativamente, da mesma forma que o é com o aumento da taxa de juro real. Os efeitos contrários a estas relações dar-se-ão através da influência dos encaixes reais. Mas não esqueçamos que os preços reagirão positivamente ao aumento da taxa de juro real. Em suma, o processo só pode ser apreendido com aquele conjunto de equações e não apenas com uma das equações, qualquer que ela seja.

A apresentação das equações acima é importante porque qualquer modelo econométrico deve ter em conta a natureza económica do estudo (McCloskey and Ziliak (1996)), sob pena de os resultados obtidos poderem ser enganadores, e em especial se fazer uso da metodologia de cointegração e de VAR (Soderlind and Vredin (1996) e Leeper and Zha (2001)).

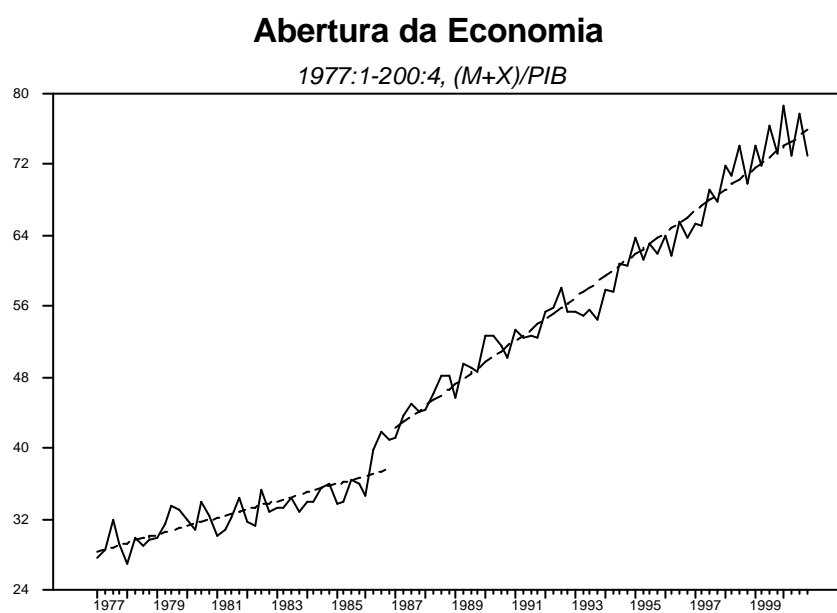
No que se segue vamos chamar a atenção para algumas características macroeconómicas da economia portuguesa que determinam a nossa leitura dos possíveis choques que esta acabaria por sofrer ao aderir à C.E.E.. O estudo das características de estacionaridade das variáveis escolhidas, assim como da possível presença de relações de co-integração entre elas, de acordo com a metodologia de Johansen, será apresentado no Anexo A. Os testes utilizados não permitem rejeitar a presença de raiz unitária não sazonal. Com base nestes resultados ensaiámos dois modelos VAR, um em níveis, onde as variáveis são $I(1)$, e o outro em primeiras diferenças, onde as variáveis são estacionárias. Mas enquanto no primeiro não podemos excluir a presença de qualquer uma daquelas variáveis, no segundo, o mesmo não se passa. Por este motivo, apenas reteremos o modelo em níveis. Estudaremos a sua dimensão, a sua estabilidade, a decomposição da variância das suas variáveis e analisaremos choques sobre as variáveis. O choque mais importante que estamos interessados em estudar será uma idealização de choques combinados que podem ter acontecido com a adesão à CEE. Finalmente concluiremos.

2 Factores históricos macroeconómicos importantes na história recente da economia portuguesa

Alguns dos factores que devem ser tidos em conta na modelação que pretendemos fazer são os seguintes: a abertura da economia portuguesa; a inovação financeira que se desenvolve sobretudo nos anos 90; e a existência de um processo de convergência nominal que levou a uma importante desinflatção. Vejamos cada um destes pontos.

2.1 Abertura da economia portuguesa

A economia portuguesa sempre foi uma economia relativamente aberta, mas a nossa integração comunitária aumentou bastante esse grau de abertura. Estamos a medir o grau de abertura, de uma forma grosseira, pela relação entre a soma das exportações e importações com o PIB, em termos percentuais. No gráfico em baixo é clara a abertura da nossa economia, pelos valores que sempre apresentou, e também é claro o salto dado com a adesão em 1986 à C.E.E.. A economia portuguesa não só é uma economia aberta como é manifesto o aumento do seu grau de abertura.



Este comportamento, deve levar-nos a valorizar, num modelo macroeconómico reduzido, a presença de choques de origem externa do produto. Não valorizámos o papel das exportações nesses choques porque ao fazê-lo também teríamos de considerar as importações e a nossa opção recaiu sobre

um modelo reduzido.

2.2 A inovação financeira

A inovação financeira que afectou as economias mais desenvolvidas⁴, e o mundo em geral, também se reflectiu na economia portuguesa. O estudo de Bação (1997) faz um retrato exhaustivo da sua evolução na nossa economia. Até ao final dos anos 80 não podemos dizer que tivéssemos um mercado acionista, que depois do boom especulativo do início dos anos 70 desaparece com a Revolução do 25 de Abril e as medidas económicas então tomadas. Por outro lado, apenas em 1990 abandonámos definitivamente um sistema de controlo do crédito bancário, como forma de fazer política monetária. De forma gradual, na segunda metade dos oitenta, este sistema foi sendo eliminado, assim como a fixação administrativa das taxas de juro. Em 1991 começámos a ensaiar uma política de estabilidade da taxa de câmbio, que culmina com a nossa entrada no SME em 1992. Ano, em cujo final, a liberalização financeira com os países da UE passou a ser total. Ou seja, a nossa liberalização financeira foi caracterizada por um ritmo de transformações elevado, mas passo a passo.

As taxas de juro evoluíram tendo assim em conta aspectos de natureza administrativa e posteriormente de mercado. A liberalização financeira permitiu a incorporação mais rápida das expectativas inflacionistas e ao mesmo tempo permitiu a redução dos seus valores. Veja-se a evolução da taxa de juro activa das operações bancárias, de 180 dias a um ano, a empresas não financeiras, no gráfico em baixo.

⁴Veja-se de entre a vasta bibliografia Goodhart (1984), Niehans (1983), Radecki and Reinhart (1988), Bempt (1989), A. Blundell-Wignall and Manasse (1990), Thornton and Stone (1992) e Merton (1995).

Taxas de Juro Activas - Crédito a C P



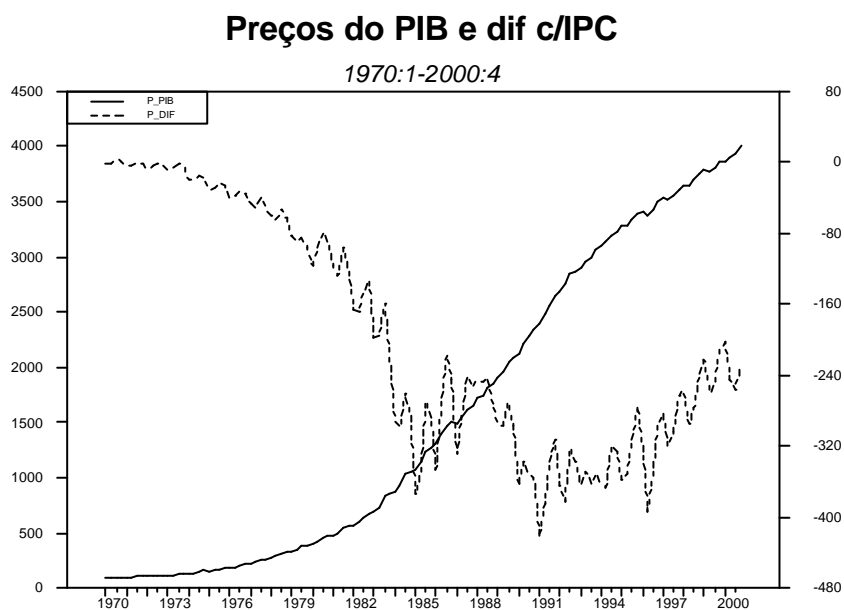
Para o período aqui considerado, as taxas tiveram o seu valor máximo no segundo e terceiro trimestre de 1984 (29,5%) e mínimo no segundo trimestre de 1999 (4,2%). Uma proporção de 7 para 1. Esta evolução aponta para uma importância considerável dos choques de taxa de juro no comportamento da economia portuguesa. No entanto, esses choques terão sido parcialmente alheios ao processo de integração devido às profundas alterações verificadas na política monetária, nos mercados financeiros e na actividade bancária em Portugal (veja-se Bação (1997)). Isto não significa que a crescente credibilidade atribuída à política monetária, devida à nossa integração, a consequente redução da taxa de inflação, e o alargamento do mercado financeiro não tenham provocado reduções da taxa de juro.

2.3 A inflação

Vejamos finalmente o que se passou com a inflação. O primeiro choque do petróleo apanha a economia portuguesa com a sua Revolução (Abril de 1974) e portanto com a cegueira relativamente aos aspectos que não fossem de ordem interna. O segundo choque mereceu uma atenção quase semelhante. Se ao primeiro, o 'Relatório do Conselho de Administração do Banco de Portugal' não se lhe refere, ao segundo dedica-lhe um pequeno parágrafo. Os efeitos acumulados destes choques e da explosão de custos que caracterizaram a economia portuguesa nos anos 70 levaram a um forte crescimento dos preços.

A prática intervencionista dos anos 70 e 80, aliada a problemas da balança de pagamentos, levou a controles sobre as importações que se tradu-

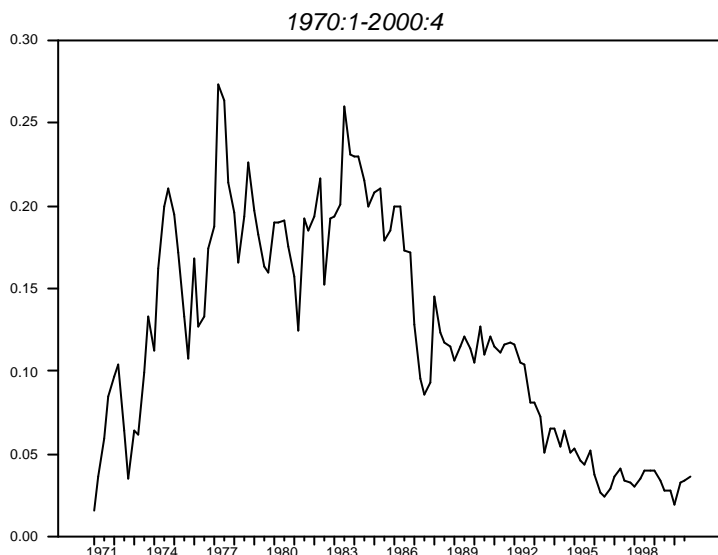
ziram num crescimento dos preços dos bens de consumo superior aos da produção⁵. Estes últimos reflectindo um maior número de bens transaccionáveis. Este comportamento reflecte-se na diferença entre os preços do PIB e os preços do IPC. Assim, até 1985:4 vemos essa diferença tomar valores cada vez menores. Desta data até 1991 a evolução não é uniforme assemelhando-se a um U invertido. Este comportamento junta a liberalização das importações e o fim de controlos de preços. Após esta data é nítido o efeito da concorrência internacional nos preços dos bens de consumo, fazendo com que aquela diferença acumulada aumente praticamente de forma permanente. Também é de referir o papel desempenhado pela valorização real do escudo na maior parte do período posterior a 1991. A liberalização e o comportamento cambial afectaram a competitividade da economia portuguesa em termos de preços. Se pudermos resumir a situação actual, diremos que consumimos mais barato, mas produzimos mais caro. O gráfico em baixo traduz o que acabámos de dizer. Os preços estão em índices de base 100 em 1970.



A estabilização nominal levou a economia portuguesa a reduzir de forma substancial a sua taxa de inflação, como vemos no gráfico em baixo, onde temos valores para taxas anuais.

⁵Não pretendemos ver as implicações para Portugal da polémica do IPC como medida da "inflação" (Moulton (1996), Katharine Abraham and Hausman (1997), Michael Boskin and Jorgenson (1998) e Pollak (1998)), mas antes ter em conta a diferença entre índices de preços do consumo e do produto.

Taxa de Inflação PIBIB



A taxa de inflação mais baixa, naquele período ali descrito, registou-se em 1971, no primeiro trimestre, com 1,57%. A mais elevada registou-se no segundo trimestre de 1977 com 27,36%. No primeiro trimestre de 2000 a taxa de inflação registou o seu valor mais baixo depois da Revolução, 2,01%. Este comportamento ...cou a dever-se a políticas restrictivas, por vezes ao nível da política orçamental, em geral ao nível da política monetária e de uma política assumida de valorização cambial do escudo no período posterior a 1991. Obviamente que a credibilidade alcançada com a adesão à CEE, com a posterior adesão ao SME e a vontade declarada de adesão à UEM, também foram importantes pela eficácia que trouxeram às políticas seguidas. Podemos assim dizer que, choques, externos à economia, sobre a taxa de inflação também foram importantes para explicar o seu comportamento. Choques esses que retroagiram sobre a evolução da taxa de juro.

3 As variáveis utilizadas no nosso modelo

Acabámos de isolar os tipos de choques que nos pareceram mais interessantes para considerar numa modelação da nossa economia e que nos sugerem as variáveis a reter. Dentro deste grupo acabámos por referir a importância que a taxa de inflação deverá ter tido como custo de oportunidade de detenção dos encaixes monetários a par da taxa de juro real. As variáveis que nos

propomos integrar no nosso modelo são as seguintes:

$$\begin{aligned}
 \text{Encaixes reais} & : mr = \log \frac{M_1}{P} \\
 \text{Produto} & : q = \log (PIB) \\
 \text{Inflação anual} & : d4p = 4^4 \log (P) \\
 \text{Taxa de juro real} & : rcr = \log \frac{1+r}{1+4^4 \log (P)}
 \end{aligned}$$

onde P se refere aos preços implícitos no PIB e r à taxa de juro activa de operações bancárias de 180 dias a 1 ano a empresas não financeiras. Antes de as variáveis passarem a logaritmos, à exclusão da taxa de juro, foram transformadas em índices de base 100 em 1995.

Nas estimações efectuadas usámos sobretudo o programa RATS, mas também usámos o Pc-Give e ainda o JMulti de A. Benkwitz e M. Krätzig para o GAUSS.

4 Modelo VAR com variáveis I(1)

O modelo integra variáveis com valores em níveis. Sabemos que o principal problema de um modelo assim construído respeita à sua estabilidade. Mas antes que possamos colocar tal questão devemos conhecer a sua ordem de defasamentos. Em seguida verificaremos se podemos excluir os principais problemas que se colocam aos erros das estimações das suas diferentes equações, se os coeficientes de regressão podem ser tomados como estáveis e se podemos excluir a hipótese nula das diferentes variáveis presentes no modelo. Uma vez estimado o modelo podemos passar à sua utilização para conhecermos as relações entre as variáveis e os resultados dos choques sobre cada uma delas.

4.1 A estimação do modelo

Para além das variáveis que definem o modelo incluímos 5 variáveis deterministas: uma constante, três variáveis sazonais e uma variável muda binária que tem o valor 1 em 1993:1(D931)⁶. Como sabemos, o primeiro passo na estimação do VAR consiste em saber qual o número de defasamentos a incluir. Uma vez que na análise de cointegração a presença de auto-correlação dos erros era eliminada com 5 defasamentos começámos a nossa investigação à volta desses defasamentos. Os resultados para a escolha dos defasamentos foram os seguintes

⁶A sua presença deve ser considerada devido à turbulência cambial do período.

1979:3-2000:4	6 desf	5 desf
AIC	-2878.85	-2867.68
SBC	-2594.15	-2632.06

Chi-Squared(16)= 24.437470 with Signi...cance Level 0.10253099

O critério de Schwarz aponta para a preferência pelos 5 desfasamentos e a estatística do rácio de verosimilhança permite não rejeitar a hipótese nula do 6º desfasamento de cada variável ao nível dos 5%. Rejeitando os 6 desfasamentos a favor dos 5, testámos em seguida o modelo em termos de 5 e 4 desfasamentos.

1979:2-2000:4	5 desf	4 desf
AIC	-2908.81	-2843.23
SBC	-2662.22	-2636.09

Chi-Squared(16)= 69.542847 with Signi...cance Level 0.00000001

No caso da escolha entre os 5 e 4 desfasamentos, os indicadores de informação apontam para a escolha de 5 desfasamentos e o rácio de verosimilhança exclui a hipótese nula do 5º desfasamento em cada uma das variáveis do modelo. Devemos reter, assim, um VAR com 5 desfasamentos. Os sinais dos coeficientes do modelo VAR estão de acordo com o que apresentámos de início para o nosso modelo da economia.

Como também sabemos, o processo de estimação adequado é o vulgar método dos mínimos quadrados. Apresentamos em seguida alguns valores de estatísticas dos erros de cada uma das equações que nos informam da adequação da sua estimação: teste de Jarque-Bera, teste LM de auto-correlação de ordem 4 e teste ARCH de ordem 4.

Vector Normality test:	$\chi^2(8) = 9.0768[0.3359]$
MR : AR 1-4 test:	$F(4, 62) = 1.7106[0.1590]$
Q : AR 1-4 test:	$F(4, 62) = 1.0371[0.3953]$
D4P : AR 1-4 test:	$F(4, 62) = 1.4059[0.2425]$
RCR : AR 1-4 test:	$F(4, 62) = 0.76488[0.5521]$
MR : Normality test:	$\chi^2(2) = 1.7515[0.4166]$
Q : Normality test:	$\chi^2(2) = 2.7000[0.2592]$
D4P : Normality test:	$\chi^2(2) = 2.2407[0.3262]$
RCR : Normality test:	$\chi^2(2) = 0.83680[0.6581]$
MR : ARCH 1-4 test:	$F(4, 58) = 0.46149[0.7637]$
Q : ARCH 1-4 test:	$F(4, 58) = 0.47549[0.7535]$
D4P : ARCH 1-4 test:	$F(4, 58) = 1.5238[0.2072]$
RCR : ARCH 1-4 test:	$F(4, 58) = 0.99680[0.4167]$

Como podemos verificar, seja ao nível da normalidade dos erros e de rejeição de auto-correlação, ou processo ARCH, de ordem até 4, aquelas equações não levantam qualquer problema. Os valores dos desvios-padrão para cada equação foram os seguintes

Equação	S.E.E.
MR	0.027
Q	0.014
D4P	0.016
RCR	0.016

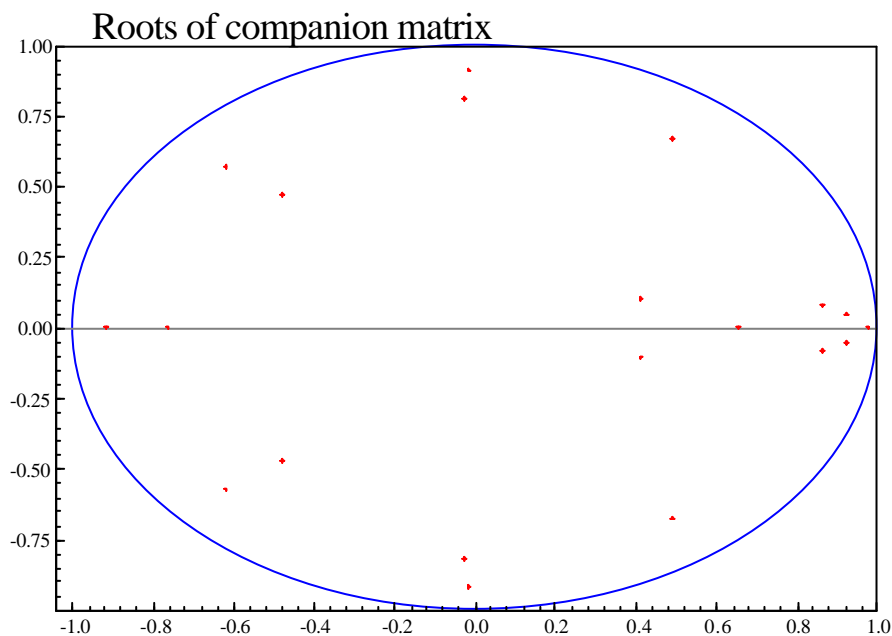
Estes valores apontam para ajustamentos conducentes a desvios muito pequenos em termos percentuais.

Uma vez que estamos perante variáveis I(1) ...zemos um teste ADF sem qualquer desfasamento, ou seja, DF, aos erros de cada uma das equações. Os resultados são apresentados em baixo.

Erros	Teste DF-t	Teste DF-Z
MR	-10.17	-94.72
Q	-11.00	-100.49
D4P	-9.71	-89.97
RCR	-10.14	-93.88

Como vemos, não podemos rejeitar a hipótese de os erros serem estacionários mesmo ao nível de 1%.

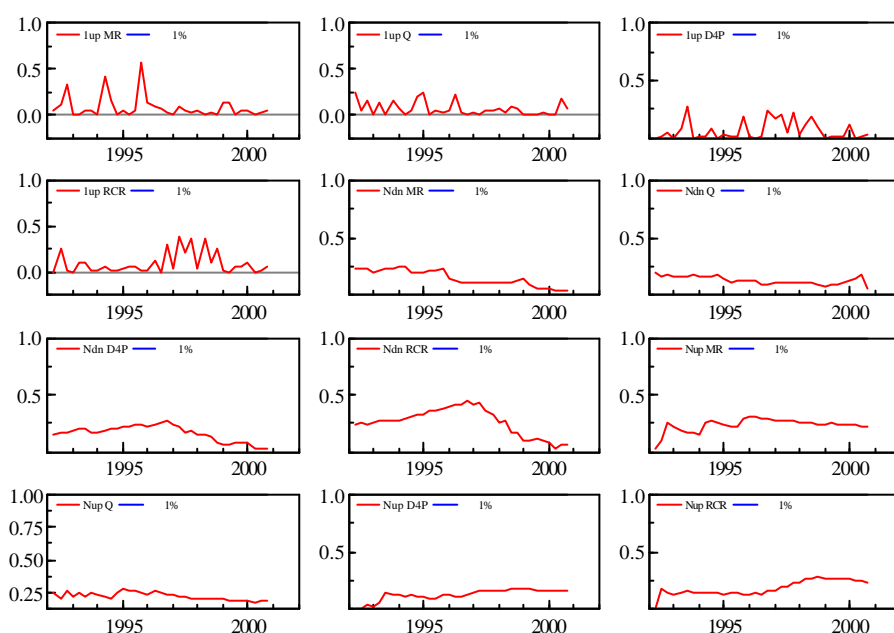
Finalmente, vejamos as raízes do polinómio da matriz associada ao modelo VAR. Podemos observar em baixo, que têm valores dentro do círculo unitário, pelo que a estabilidade do modelo está assegurada.



Como as correlações entre os erros da primeira e da terceira, assim como desta com a quarta equação, são elevadas, testámos diferentes ordenações

das equações sem resultados aparentes ao nível da decomposição das variâncias e dos valores resultantes dos choques.

Uma vez que a estabilidade do modelo está garantida, assim como as principais características que exigimos aos erros das equações, podemos passar a estudar o comportamento dos coeficientes das equações em termos da sua constância. Escolhemos para isso, como primeira estimação o período que vai até à nossa entrada no S.M.E. Os quadros em baixo apresentam os diferentes testes de Chow executados para o período de 1992:2 a 2000:4 (veja-se Doornik and Hendry (2001), pp.222-3)⁷.



Como podemos constatar, a estabilidade dos coeficientes de regressão, em cada uma das equações, está perfeitamente garantida para o período posterior à nossa adesão ao S.M.E.. Antes de passarmos à análise dos efeitos dos choques nas diferentes variáveis estudemos a possibilidade de exclusão de cada uma das variáveis do modelo e ainda o seu nível de relacionamento através da análise da variância.

⁷A simbologia utilizada foi a seguinte: '1up', 'Nup' e 'Ndn', significam respectivamente o teste de Chow que resulta da estimação recursiva quando se acrescenta um período, o vulgar teste de ponto de quebra e um teste baseado na previsão estática do modelo.

4.2 A análise da exclusão e da variância das variáveis do modelo

Análise de exclusão das diferentes variáveis conduz-nos aos seguintes resultados

MR:	<i>Subset Chi</i> ² (20) =	117.92[0.0000]
Q:	<i>Subset Chi</i> ² (20) =	593.78[0.0000]
D4P:	<i>Subset Chi</i> ² (20) =	107.35[0.0000]
RCR:	<i>Subset Chi</i> ² (20) =	91.502[0.0000]
D931:	<i>Subset Chi</i> ² (4) =	13.639[0.0085]

Os valores obtidos para estas restrições permitem-nos excluir a hipótese nula dos coeficientes em qualquer daqueles casos. Dito de outra forma, as primeiras quatro variáveis usadas não são exógenas. Um resultado que confirma estes testes é dado pela decomposição da variância das séries usadas.

A decomposição da variância das variáveis, de acordo com este modelo, vem dada pelos seguintes valores

Step	Std Error	MR	Q	D4P	RCR
Decomp of Var for MR					
1	0.023	100.000	0.000	0.000	0.000
20	0.122	15.159	3.819	6.713	74.309
30	0.131	13.529	5.302	11.837	69.331
Decomp of Var for Q					
1	0.012	0.008	99.992	0.000	0.000
20	0.046	5.175	65.403	8.684	20.739
30	0.057	3.536	58.799	22.935	14.730
Decomp of Var for D4P					
1	0.014	26.252	0.861	72.888	0.000
20	0.028	13.509	2.092	56.279	28.120
30	0.033	10.201	3.761	57.424	28.615
Decomp of Var for RCR					
1	0.014	6.587	0.687	76.203	16.522
20	0.029	3.143	4.690	51.917	40.250
30	0.030	3.087	5.072	50.660	41.182

De acordo com estes resultados podemos retirar algumas conclusões interessantes sobre a influência mútua das diferentes variáveis. A taxa de inflação e a taxa de juro real são factores muito importantes na explicação da evolução dos encaixes reais: 81% da sua variância é explicada pelos choques destas. Estas mesmas variáveis têm um poder explicativo considerável (38%) sobre o produto. Embora neste caso sejam os próprios choques do produto a ter um papel predominante. Na evolução da inflação encontramos uma importância elevada da taxa de juro e dos encaixes reais, que contam

com 39%. Finalmente vemos que os choques sobre os preços e a taxa de juro explicam 92% da variância desta última variável.

Ao nível do conjunto, não nos parece que devamos excluir qualquer variável do modelo.

4.3 Análise de choques exógenos

Vejam agora os resultados de choques em cada uma das variáveis sobre a evolução de todas elas. Devido à natureza estocástica da nossa representação, talvez devêssemos estudar valores dos choques que tenham algum realismo com a representação da economia. Isto é, se queremos ser realistas devemos estudar, para cada variável, choques representados, por exemplo, pelo desvio padrão dos erros da equação do modelo. Mas por agora não estamos muito interessados neste tipo de realismo. Preocupa-nos em primeiro lugar conhecer o comportamento da economia. Desta forma iremos começar por supor choques unitários, isto é, iguais à unidade para cada uma das variáveis. Como temos uma taxa - a taxa de inflação - acumulamos os valores que resultavam nesta variável de forma que temos o efeito ...nal sobre os preços. Obviamente que tivemos em conta que se trata de valores trimestrais da inflação anual. A simulação de choques sobre o juro real, devido à forma como a variável foi calculada, levou-nos a supor, não um choque unitário, mas antes um choque equivalente à unidade em termos de taxa de juro nominal para uma taxa de inflação nula.

A importância da inflação sobre a taxa de juro real e sobre o produto (e o recíproco) levou-nos a dar algum relevo a estas relações nos impulsos resultantes dos diferentes choques.

Como já dissemos acima, os choques que para nós são mais interessantes são os que se respeitam a mais do que uma variável para assim podermos simular efeitos da nossa integração.

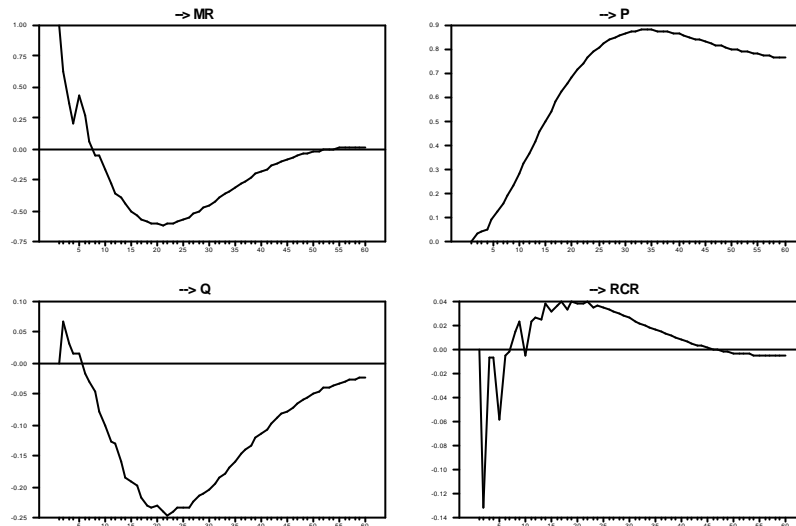
Uma palavra sobre os efeitos dos choques. Se o modelo respeita a característica de estacionaridade, os resultados de qualquer choque isolado -isto é, não sucessivamente repetido-, acabam por se anular. Se quisermos avaliar os efeitos sobre uma variável de um choque numa outra temos de escolher o período até onde fazemos a avaliação. Uma informação complementar com muito interesse consiste em saber até quando os efeitos de um choque se fazem sentir. A avaliação temporária dos choques é pois bastante importante.

No Anexo B incluímos os gráficos dos efeitos dos choques, unitários, sobre as variáveis do modelo, com indicação do respectivo intervalo de 95%.

4.3.1 Choque unitário sobre os encaixes reais

Representemos os efeitos dos choques de uma variação unitária nos encaixes reais.

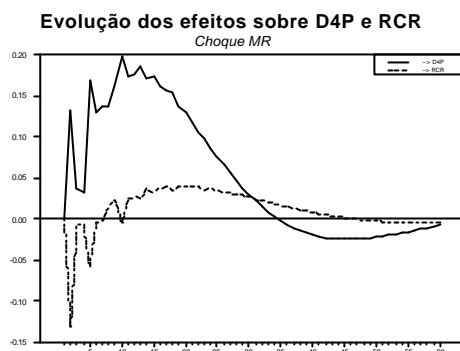
Choque unitário de MR



Um choque sobre os encaixes reais tem efeitos positivos de arrastamento durante 7 trimestres (7t). Após os quais se seguirá a sua redução. O efeito negativo sobre o produto apenas se faz sentir no 6^ot, sendo máximo no 22^ot. A inflação resultante deste choque será máxima no 10^ot e do 5^ot ao 33^ot será sempre superior a 10%. Os preços estabilizarão a um nível mais elevado de 78%. O crescimento do rendimento nominal traduz este comportamento dos preços. Os efeitos sobre a taxa de juro são no início de instabilidade aparente. Ela decresce de imediato de forma sensível. Até ao 7^o a influência do choque reduz o seu valor. A sua subida subsequente - não esqueçamos o comportamento da taxa de inflação - registar-se-á até ao 22^ot.

Para além destas observações ainda devemos insistir em mais três aspectos interessantes. A evolução da taxa de inflação e da taxa de juro, em consequência de um choque sobre os encaixes reais, têm um comportamento reconhecido nos processos inflacionistas⁸. O gráfico em baixo ilustra a situação.

⁸Incluindo o português.



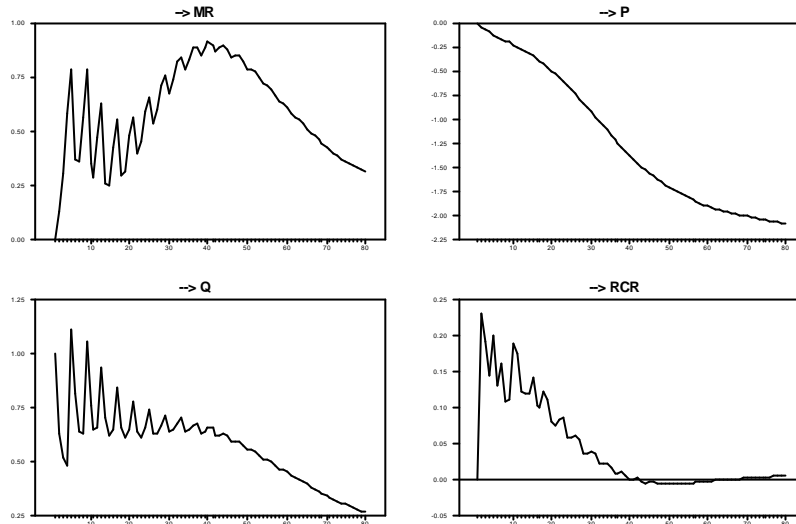
A taxa real leva o seu tempo a reagir à evolução da taxa de inflação, mas posteriormente a inércia da sua evolução é clara.

Anotemos o elevado grau de informação da inflação sobre a evolução do juro real. A evolução do juro real num modelo com apenas a taxa de inflação desfasada, até 6 trimestres, apresenta um valor do desvio padrão da estimativa de 0,003. Os seis desfasamentos foram escolhidos na base de o último ainda rejeitar a hipótese nula. A soma dos coeficientes é igual a 0,20. É conhecido que a taxa de juro real é uma função positiva da taxa de inflação em economias de elevada taxa de inflação, como o foi a economia portuguesa num passado recente. Um outro aspecto, ainda interessante, é o da evolução simétrica dos resultados sobre a produção e a inflação, ou os preços, para uma linha de divisão ligeiramente inferior a zero no caso da inflação.

4.3.2 Choque unitário sobre o produto

Os resultados estão descritos no gráfico em baixo.

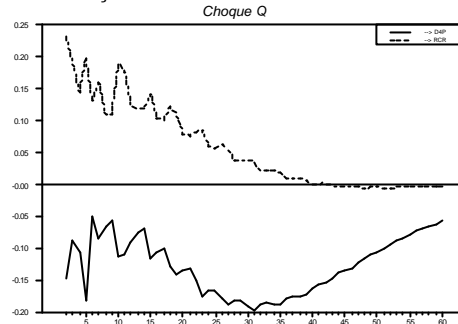
Choque unitário de Q



A natureza de raiz unitária do produto é aqui perfeitamente retratada. No 9ºt o valor do produto mantém-se ao nível registado pelo choque. Apenas 17 anos depois o choque tem uma influência inferior a 40%. O efeito sobre os preços é de realçar. Se compararmos com os resultados anteriores verificamos que estes choques tem consequências deflacionistas superiores àqueles. O efeito sobre os preços estabiliza em 208% negativos. Do 23ºt ao 42ºt a taxa de inflação estará sempre à esquerda dos 15% negativos. A influência do crescimento do produto e da inflação negativa levam a que até ao 35ºt exista uma influência positiva significativa sobre o juro real. A influência sobre a inflação leva ao aumento do próprio produto, o que não permite a redução do juro real. No caso deste tipo de choques existe uma relação clara entre a taxa de inflação e o produto.

Como dissemos o juro real não se reduzirá em resposta a um choque do produto. Mas depois da primeira reacção a esse choque os seus valores caem. A taxa de inflação negativa estará associada a essa evolução, mas o juro não reagirá à subida subsequente da taxa de inflação. A figura em baixo retrata o que acabámos de afirmar.

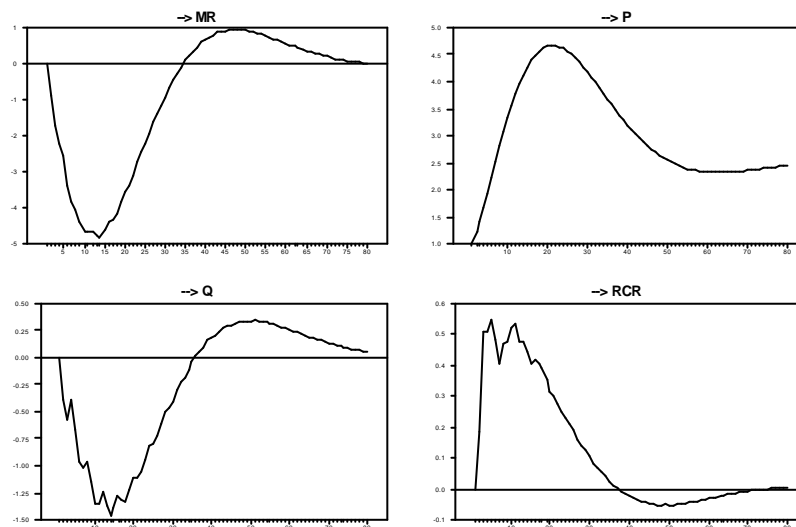
Evolução dos efeitos sobre D4P e RCR



4.3.3 Choque unitário sobre a taxa de inflação

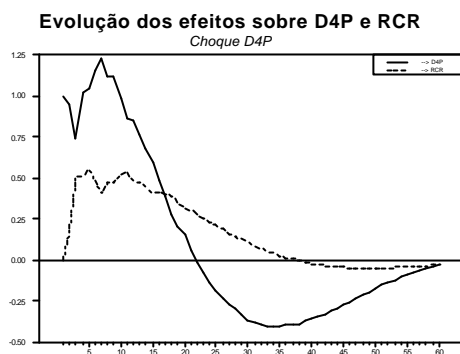
Admitamos agora um choque sobre a taxa de inflação. Os resultados estão expressos no gráfico em baixo.

Choque unitário de D4P



Como podemos constatar, um choque sobre a inflação tem claros efeitos negativos sobre o produto. Durante 14t os encaixes caem em valor, atingindo-se também a maior queda do produto (146%). Estes efeitos negativos apenas serão eliminados ao 34^ot e 35^ot. Durante 21t a taxa de inflação será positiva, embora o seu máximo tenha sido atingido no 7^ot. Os preços serão no ...nal 2,4 vezes mais elevados. Como não poderia deixar de ser, o juro real aumenta, atingindo o seu máximo 11t depois. A relação entre o

produto e os preços (ou taxa de inflação) resultante do choque é claramente negativa.

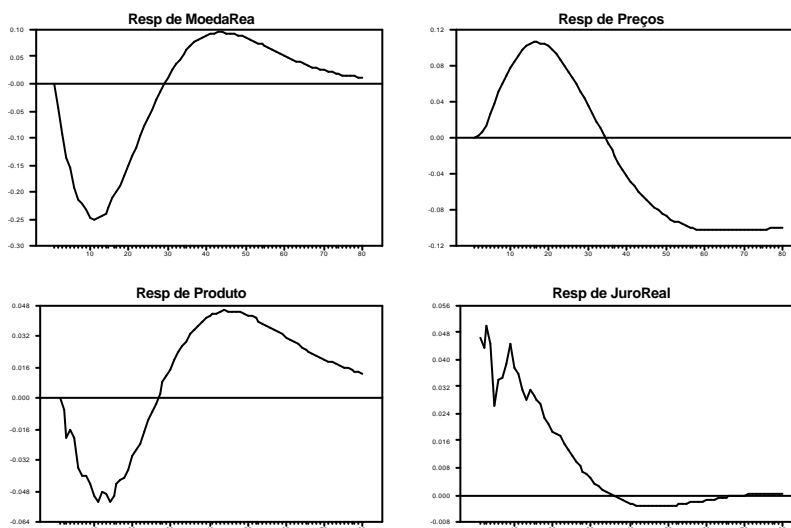


O comportamento da inflação e do juro real á agora muito semelhante ao que acontecia no caso de um choque sobre os encaixes reais, como vemos na ...gura acima. A mesma viscosidade do juro (real) é agora encontrada.

4.3.4 Choque unitário sobre o juro real

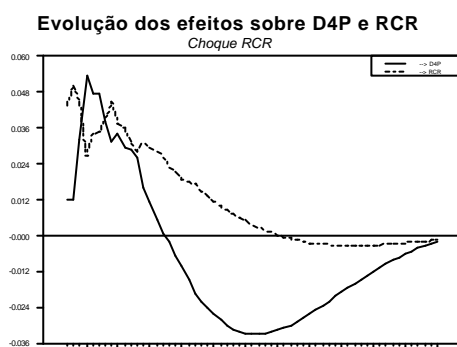
Tomemos um choque unitário sobre a variável que de...nimos como "taxa de juro real". Pelo que já sabemos, esperamos uma quebra imediata no produto e nos encaixes reais. O grá...co em baixo retrata os nossos resultados.

Choque unitário de RCR



É conveniente termos presente na análise de um choque sobre RCR a forma como esta variável foi calculada. Supondo que a taxa de inflação era nula e que tínhamos uma taxa de juro (nominal) de 10%, uma variação de 100% em RCR significa que a taxa de juro passa para 120%. Por este motivo, suposémos um choque igual a $\log \frac{1,10}{1,05}$, o que significa, para uma taxa de inflação nula, uma passagem da taxa de juro de 5% para 10% (o dobro). O efeito de arrastamento sobre esta mesma variável dura 35t. Durante 11t os encaixes reais cairão, atingindo neste 11^ot 25% do seu valor da altura do choque. Os efeitos anulam-se apenas ao fim de 29t. A taxa de inflação registará valores positivos significativos durante 15t. No 17^ot os preços serão 10,6% mais elevados e passados mais 17t o efeito anula-se, vindo a estabilizarem-se muitos trimestres depois em -10%. Depois de um efeito negativo sobre o produto, que atinge 5,3% no 11^ot (e no 14^ot), os efeitos são nulos no final de 26t, e posteriormente são positivos.

Com este tipo de choque continuamos com a simetria de comportamentos do produto e dos preços (e da taxa de inflação), com um avanço dos preços (taxa de inflação) da ordem dos 4 (8) trimestres.



No que respeita à evolução comparada da inflação e do juro real, vemos que a redução da taxa de inflação arrasta também a redução do juro, sem que a posterior subida daquela tenha influência neste. Por outro lado, devemos salientar que no início da acção de um choque sobre o juro real, não apenas este, mas também a taxa de inflação, registarão valores elevados.

A relação que acabamos por encontrar, com qualquer um dos tipos de choque analisados, entre os efeitos sobre as diferentes variáveis, traduz o comportamento que exigimos para uma relação de equilíbrio moentário. Esta constatação é interessante na medida em que nos diz que é natural encontrar funções procura de moeda para Portugal, independentemente do tipo de choques a que a economia esteve sujeita. O que não invalida o resultado apresentado no Anexo A de ausência de relação de co-integração. Por outro

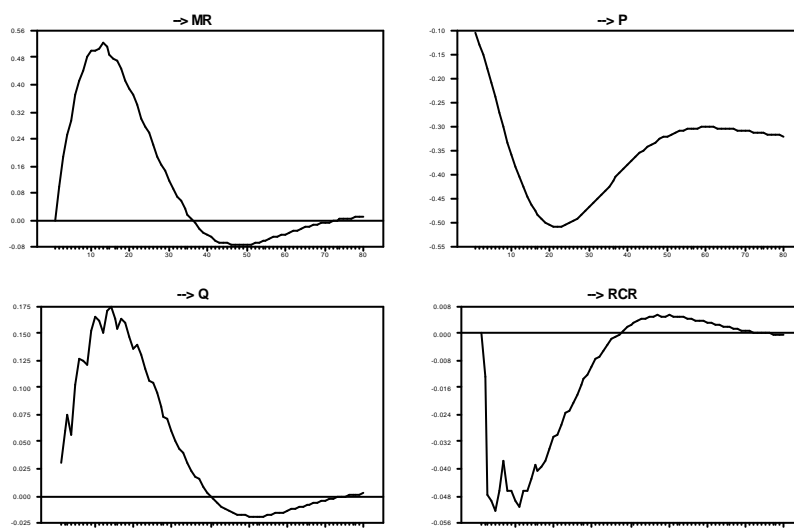
lado, a tradicional relação de arrastamento do juro real pela taxa de inflação, também, em geral, se verifica, embora com particularidades de acordo com o tipo de choque sofrido pela economia.

4.3.5 Outros tipos de choques conjuntos

Até aqui vimos choques unitários. Mas como dissemos, estes choques podem estar muito longe da natureza estocástica do modelo que estudamos. Por esse motivo se estudam muitas vezes choques de valor idêntico ao desvio padrão da estimação dessa variável. No entanto, estamos mais interessados no estudo de choques conjuntos. Por isso, depois de termos descrito como a economia responde a diferentes choques isolados, passamos ao estudo de um choque conjunto. Com este procedimento pretendemos simular o que se poderá ter passado como resultado da nossa integração na então C.E.E..

Para o caso português, aqui em estudo, e depois de acima termos feito uma breve análise de algumas das suas características macroeconómicas, supusemos que era admissível tomar um choque de produção de 3% e de redução da inflação de 10% - ambos surgindo num trimestre. Os impulsos iniciais utilizados para as quatro variáveis foram: 0, $\log(1,03)$, $\log(0,9)$ e 0. Em resultado desse choque misto, a evolução das diferentes variáveis seria a seguinte

Choque de 3% em Q e -10% em D4P



O efeito sobre o produto seria máximo no 14ºT com 19%. No 34ºt o efeito seria praticamente idêntico (3,2%) ao choque registado nesta variável.

Ao fim de 39t o efeito deixaria de ser positivo. A taxa de inflação seria arrastada até -12,4% no 7^ot, e, apesar do crescimento do produto, os efeitos de redução da taxa de inflação durariam até ao 22^ot (onde naturalmente se registaria o valor acumulado de desinflação mais elevado). Após 54t os efeitos sobre a inflação deixam de ter significado. Os preços registariam uma redução total de 29%.

O choque conjunto sobre o produto e a inflação levará a um crescimento dos encaixes reais que atinge o seu máximo no fim do 13^ot e que apenas se anulará 3 anos mais tarde. Durante 37t o juro real cairá. De forma não continuada, os valores mais elevados da sua redução ocorrem no 5^o e no 11^o trimestres.

Os efeitos gerais destes choques são óbvios: crescimento dos encaixes reais, redução da taxa de inflação, crescimento do produto e redução da taxa de juro real.

5 Conclusão

Ensaámos a aplicação de um modelo macroeconómico reduzido à economia portuguesa para o período de 1977 a 2000. Depois de o termos apresentado vamos uma breve apresentação de alguns aspectos macroeconómicos que procuram explicar o porquê das variáveis que acabámos por reter no modelo.

As variáveis que o compõem são integradas de ordem 1 e não são cointegradas. Apesar de termos ensaiado dois modelos VAR, com variáveis I(1) e com variáveis estacionárias, apenas retivemos o primeiro. A razão para a exclusão do segundo ficou a dever-se à impossibilidade de excluir a hipótese nula de todas as variáveis do nosso modelo.

Feita a escolha dos respectivos defasamentos, com base em critérios de informação e num teste de rácio de verosimilhança (corrigido por Sims), verificámos que estes conduziam a um sistema estável. A estabilidade do sistema era acompanhada com a estabilidade dos coeficientes de regressão do modelo. Os testes de exclusão das diferentes variáveis do modelo levaram-nos a prosseguir com o modelo VAR. A análise da decomposição da variância permitiu-nos conhecer a importância de cada uma das variáveis no modelo e deu-nos a ideia de que nenhuma delas deveria ser tomada como exógena.

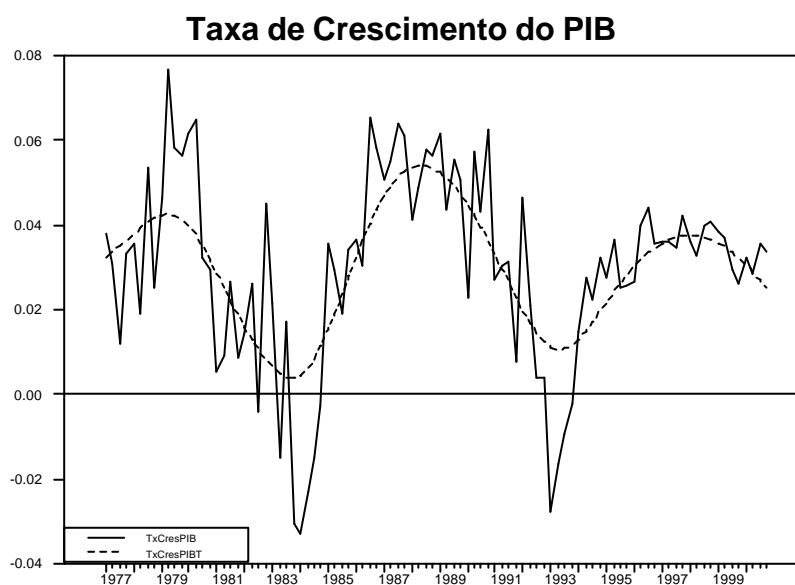
Como o objectivo principal do nosso estudo é uma avaliação de alguns efeitos macroeconómicos da integração portuguesa, demos relevo à análise de choques nas variáveis do modelo. Nessa análise, procurámos clarificar relações entre variáveis, respondendo a choques, de acordo com o que é normalmente retido em análise para o equilíbrio monetário, para a relação entre a inflação e o juro real e para a relação entre produto e inflação.

Concentrámos, finalmente, a nossa atenção numa suposição de um choque conjunto sobre o produto e a inflação (3% e -10%). Suponhamos que podemos tomar o 1^o trimestre de 1987, um ano após a nossa entrada na

C.E.E., como o trimestre que concentra os choques referidos. De acordo com o nosso modelo, os choques terão o efeito máximo sobre a produção a registar-se em 1990:2, com 19,05%. O efeito máximo sobre a inflação regista-se em 1988:3 com -12,4%. As influências dos choques anulam-se, para o produto em 1996:2 e para a inflação em 1992:2. Os encaixes reais terão o seu máximo efeito em 1990:1, anulando-se o efeito em 1995:4. Por sua vez, o juro real verá o efeito de redução mais elevado em 1989:3, mas até 1996:1 existirão efeitos de redução do seu valor.

As principais limitações do nosso estudo encontram-se no facto de utilizarmos um modelo bastante reduzido, apenas com quatro variáveis, e de imaginarmos choques concentrados para idealizar os efeitos da nossa integração, não esquecendo a "escolha" dos valores desses choques.

Uma das razões para acreditarmos que os nossos resultados não andarão muito longe do que terá acontecido na economia portuguesa, ao nível do produto, consiste em verificarmos que o seu comportamento cíclico de 1977 a 2000 acaba por ser uma confirmação da bondade dos nossos resultados.



Julgamos que é notório, na Figura em cima⁹, o menor crescimento da economia no último ciclo, que começa a sua fase ascendente em 1994:1.

⁹A segunda curva representa os valores tendenciais da taxa de crescimento do PIB real, obtidos pelo método de Hodrick-Prescott, usando um $\lambda = 100$ e solucionando o problema dos end points ...nais com um modelo ARMA(8,2) com constante.

6 ANEXO A: Análise da presença de raiz unitária e de relações de co-integração

6.1 Testes de raiz unitária

Passamos a analisar se estas variáveis podem ou não ser consideradas integradas de ordem 1, $I(1)$, através dos vulgares testes ADF (Dickey and Fuller (1979), Phillips (1987) e Phillips and Perron (1988)) e KPSS (Kwiatkowski and Shin (1992)). Se as respostas não forem conclusivas usaremos ainda o método HEGY (S. Hylleberg and Yoo (1990)). No primeiro, o t-test refere-se a $(\hat{\rho}_i - 1)/\hat{\sigma}_\rho$ e o Z-test refere-se a $n\hat{\rho}_i - 1$. Não esqueçamos que os testes ADF apresentam a raiz unitária como hipótese nula e o KPSS apresenta, por sua vez, como hipótese nula a estacionaridade. O teste F que a seguir apresentamos é um teste conjunto à raiz unitária e nenhuma tendência (F_T) ou à raiz unitária e nenhuma constante (F_c), veja-se Hamilton (1994).

Iremos descrever o nosso estudo variável a variável. Se o valor da estatística for superior ao valor crítico a 10% colocamos '**', a 5% '***' e ...nalmente a 1% '****'. O período, como já dissemos, vai de 1997:1 a 2000:4. Nestes testes o único programa usado foi o RATS com os respectivos procedimentos disponibilizados pela Estima.

6.1.1 Encaixes reais

Vejamos os resultados dos testes ADF e KPSS para a variável em níveis e em primeiras diferenças.

	Det	l	t	Z	F_T	F_c	
mr	T	5	-2.52	-9.42	5.89*		(a)
	c	5	-0.78	-4.25		0.45	(b)
		4	-1.07	-4.76			(c)
dmr	T	3	-2.94	-23.86**	4.33		(d)
	c	3	-2.38	-13.61*		2.85	(e)
		3	-2.32**	-12.70**			(f)

	l	$kpss(\mu)$	$kpss(\tau)$	
mr	3	1.62***	0.463***	(g)
	5	1.12***	0.325***	(h)
dmr	3	0.904***	0.071	(i)

'Det' refere-se ao uso de variáveis deterministas, 'T' signi...ca tendência e 'c' constante. Os desfasamentos necessários à rejeição da auto-correlação na equação ADF são referenciados na coluna ' l '.

Se os casos (a) a (c) nos dizem que a variável apresenta uma raiz unitária, todos os casos (d) a (f) levam a rejeitar a presença de uma raiz unitária, embora ao nível de 5% apenas no último caso, (f), a rejeição se faça para os dois tipos de testes. Os testes (g) e (h) levam-nos a excluir a estacionaridade

e o (i) a não excluir tal hipótese. Em suma, mr comporta-se como uma variável I(1). Vejamos de seguida o que se passa com o produto.

6.1.2 Produto

Façamos o mesmo que ...zemos acima para os encaixes reais.

	Det	l	t	Z	F_T	F_c	
q	T	7	-2.72	-31.10***	3.77		(a')
		5	-0.26	-0.24		2.40	(b')
		5	2.16**	0.16			(c')
dq		6	-3.03	-40.80***	4.59		(d')
		6	-3.05**	-40.74***		4.64*	(e')
		6	-1.56	-5.78*			(f')

	l	$kps\sigma(\mu)$	$kps\sigma(\tau)$	
q	5	1.68***	0.09	(g')
	7	1.29***	0.08	(h')
dq	6	.05	0.05	(i')

Parece-nos que o produto ou é estacionário em primeiras diferenças ou é estacionário em nível ao longo de uma tendência. O teste KPSS é claro quanto a esta última conclusão. Uma vez que o resultado nos deixa algumas dúvidas aplicámos o teste HEGY. Estamos interessados no comportamento da série à volta de uma tendência, com constante e variáveis sazonais. Num primeiro passo procuramos eliminar a presença de auto-correlação da nossa estimação, o que acontece para 2 desfaseamentos. Com esse parâmetro obtemos:

Testing for Seasonality in Q.

Sample from 1977:01 to 2000:04, for a total of 96 Observations.

	PI1	PI2	PI3	PI4	F34	F234	F1234	Lags	AR(1-4)	Last lag t
I,SD,Tr	-3.175	-2.762	-2.452	-0.325	3.057	4.948	6.689	2	1.753[0.148]	3.428[0.001]
(5%)	-3.53	-2.94	-3.48	-5.29	6.60	5.99	6.47			

Os valores críticos respeitam a 100 observações. Como podemos ver, não podemos rejeitar a hipótese de uma raiz unitária não sazonal (P11), de frequência semi-anual (P12) e ainda de uma raiz unitária anual (F34).

6.1.3 Taxa de juro real

Vejamos agora o resultado para a taxa de juro real.

	Det	l	t	Z	F_T	F_c	
rcr	T	4	-1.66	-4.40	5.37		(a'')
	c	4	-3.09**	-6.30		5.08**	(b'')
		6	-1.17	1.91			(c'')
$drcr$	T	4	-7.42***	183.3***	27.94***		(d'')
	c	4	-6.80***	413.95***		53.27***	(e'')
		4	-6.79***	513.53***			(f'')

	l	$kpss(\mu)$	$kpss(\tau)$	
r_{cr}	4	1.07*	0.386*	(g'')
	6	0.82*	0.303*	(h'')
dr_{cr}	4	0.263	0.032	(i'')

O teste (b'') poderia conduzir-nos a alguma dúvida sobre a natureza da série, mas os testes (h'') e (i'') não deixam margem para dúvidas acerca da natureza I(1) de r_{cr} .

6.1.4 Taxa de inflação

Analisemos por ...m as características de $d4p$ como ...zemos para as restantes variáveis

	Det	l	t	Z	F_T	F_c	
$d4p$	T	12	-3.40*	-72.93***	5.97*		(a'')
	c	12	-0.69	-1.99		0.62	(b'')
		12	-1.09	-1.19			(c'')

	l	$kpss(\mu)$	$kpss(\tau)$	
$d4p$	12	0.537**	0.221***	(d'')

O primeiro teste sugere-nos uma variável estacionária ao longo de uma tendência (a''). Todos os outros testes apontam para a existência de uma raiz unitária. O teste de HEGY, com as suas diferentes formulações, aponta também para a presença de raiz unitária não sazonal, excluindo qualquer outro tipo de raiz unitária.

Testing for Seasonality in D4P.

Sample from 1977:01 to 2000:04, for a total of 96 Observations.

	PI1	PI2	PI3	PI4	F34	F234	F1234	Lags	AR(1-4)	Last lag t
None	-1.319	-5.299	-4.575	-1.443	12.437	22.594	18.022	8	1.139[0.346]	2.261[0.027]
(5%)	-1.97	-1.92	-1.90	-4.02	3.12	2.76	2.55			
I only	-0.855	-5.124	-4.338	-1.768	11.988	21.206	15.936	8	1.002[0.413]	1.970[0.052]
(5%)	-2.88	-1.95	-1.90	-3.92	3.08	2.74	3.37			
I,SD	-0.862	-5.017	-4.391	-1.758	12.265	21.104	15.859	8	0.963[0.434]	1.987[0.051]
(5%)	-2.95	-2.94	-3.44	-5.31	6.57	6.05	5.74			
I,Tr	-2.344	-5.107	-4.379	-1.679	11.956	20.964	17.822	8	1.101[0.364]	2.123[0.037]
(5%)	-3.47	-1.94	-1.89	-3.90	2.98	2.76	4.26			
I,SD,Tr	-3.143	-5.340	-4.952	-1.202	13.919	23.957	21.041	8	1.185[0.327]	2.980[0.004]
(5%)	-3.53	-2.94	-3.48	-5.29	6.60	5.99	6.47			

6.2 Análise de co-integração entre as variáveis do modelo

Os resultados obtidos com as variáveis que vamos usar no modelo apontam para a possibilidade de não exclusão de raiz unitária em todas elas. Se tivermos algumas dúvidas sobre essa característica para alguma ou algumas, não esqueçamos que a exigência, em termos de co-integração, apenas envolve obrigatoriamente duas variáveis não estacionárias I(1) e não todas.

Com base nesta última conclusão procurámos saber se existe alguma relação de co-integração entre aquelas variáveis. Os testes de Johansen, associados aos diferentes modelos, dizem-nos que não podemos aceitar nenhum vector de co-integração, mesmo ao nível dos 90% (Aninda Banerjee and Hendry (1993), Hendry and Juselius (2000) e Hendry and Juselius (2001)). Como vemos, nos valores em baixo, usámos 5 desfasamentos. Esse número resultou de um estudo prévio que conduziu a eliminar a presença de auto-correlação dos erros do VAR associado aos modelos de Johansen.

The different models of the deterministic components are ordered in the following way:

- | Nr. | Parametrization | Interpretation | $\mu(t) =$ |
|-----|---------------------|--|------------|
| 1. | 0 | No deterministic components | |
| 2. | $0 + a*b_0'$ | Intercept in the cointegration relations | |
| 3. | $\mu_0 +$ | Deterministic trends in the levels | |
| 4. | $\mu_0 + a*b_1*t +$ | Trends in the cointegration relations | |
| 5. | $\mu_0 + \mu_1*t +$ | Quadratic trends in the levels | |

The eigenvalues

r	p-r	model_1	model_2	model_3	model_4	model_5
0	4	0.1507	0.1993	0.1697	0.2428	0.2338
1	3	0.1014	0.1093	0.0896	0.1043	0.0988
2	2	0.0702	0.0888	0.0581	0.0896	0.0701
3	1	0.0055	0.0567	0.0219	0.0510	0.0097

The l-max test

r	p-r	model_1	model_2	model_3	model_4	model_5
0	4	14.8618	20.2307	16.9247	25.3052	24.2393
1	3	9.7285	10.5333	8.5462	10.0253	9.4663
2	2	6.6213	8.4626	5.4423	8.5448	6.6128
3	1	0.5049	5.3077	2.0111	4.7669	0.8905

The trace test

r	p-r	model_1	model_2	model_3	model_4	model_5
0	4	31.7165	44.5343	32.9243	48.6422	41.2089
1	3	16.8547	24.3036	15.9996	23.3370	16.9696
2	2	7.1263	13.7703	7.4535	13.3117	7.5033
3	1	0.5049	5.3077	2.0111	4.7669	0.8905

Os resultados obtidos, em termos dos testes do valor próprio máximo e do traço, são conclusivos. Nenhum dos modelos admite qualquer relação de co-integração. A co-integração não é assim uma via para a construção do nosso modelo. A integração posterior da variável muda (D931) não altera as nossas conclusões.

Em consequência, como dissemos acima, avançámos directamente para dois modelos VAR. Pensamos que a metodologia apresentada por Sims é adequada aos nossos propósitos (Sims (1980) e Stock and Watson (2001)),

uma vez que vamos estar interessados sobretudo na análise dos choques (não condicionados) que imporemos no modelo, sem a imposição de restrições de longo prazo (Webb (1984) e Webb (1999)).

O primeiro dos modelos integrava aquelas variáveis em níveis, $I(1)$. E o segundo, aquelas variáveis em primeiras diferenças, $I(0)$. Para cada modelo começámos com a escolha dos desfasamentos adequados. Uma má escolha pode conduzir a resultados indesejados (Webb (1985) e Hafer and Sheehan (1991)). Como não pudemos excluir a hipótese nula dos coeficientes de todas as variáveis do segundo modelo, apenas estudámos o primeiro, com variáveis $I(1)$.

7 ANEXO B: Figuras dos choques com os intervalos de 95%

[Incluir aqui as Figuras respectivas]

Referências

- A. Blundell-Wignall, F. B. and P. Manasse (1990). La politique monétaire dans le contexte de la libéralisation ...nancière. *Revue Économique de l'O.C.D.E.* 0(15), 145–78.
- Amuedo-Dorantes, C. and M. Wheeler (2001). An empirical analysis of the european union's impact on spanish economic performance. *Applied Economics* 33(8), 1001–1008.
- Andersen, T. and J. Sorensen (1991). Exchange rate risks, interest rates and european monetary integration. *Okonomisk Institut, Memo* 1991-18. 1991-18, Memo.
- Aninda Banerjee, Juan Dolado, J. G. and D. Hendry (1993). *Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford: Oxford University Press.
- Baço, P. (1997). Inovação e aplicações ...nancieiras em portugal. *Faculdade de Economia, Estudos do GEMF* 9.
- Barbosa, A. and J. F. Machado (1996). O custo da desinflation portuguesa: Uma nota. *Banco de Portugal, Boletim Económico*, 47–50.
- Bemtp, P. (1989). Complete Freedom of Capital Movements, Monetary Policy and the E.M.S. In P. Bemtp and M. Quintyn (Eds.), *European Financial Integration and Monetary Cooperation*. London: I. F. R. Pub. Ltd.

- Brunner, A. and G. Hess (1993). Are higher levels of inflation less predictable? a state-dependent conditional heteroscedasticity approach. *Journal of Business and Economic Statistics* 11 (2), 187–97.
- Darrat, A. and F. A. Lopez (1989). Has inflation uncertainty hampered economic growth in latin america? *International Economic Journal* 3(2), 1–15.
- Dickey, D. and W. Fuller (1979). Distribution of the estimators for time series regressions with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427–31.
- Doornik, J. and D. Hendry (2001). *Modelling Dynamica Systems Using PcGive, Vol. II*. London: Timberlake.
- Duarte, A. P. (2002). O processo desinflationista português, análise de alguns custos e benefícios. Faculdade de Economia, Estudos do G.E.M.F..
- FEUNL (1998). *O Impacto Do EURO Na Economia Portuguesa*. Lisboa: Ministério das Finanças.
- Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest, as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*. New York: The Macmillan Co.
- Friedman, M. (1977). Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy* 85 (3), 451–72.
- Goodhart, C. (1984). Structural Changes in the Banking System and the Determination of the Stock of Money in R. S. Masesa and R. Triçn (Eds.), *Europe's Money, Problems of European Monetary Coordination and Integration*. Oxford: Clarendon Press.
- Hafer, R. W. and R. Sheehan (1991). Policy inference using VAR models. *Economic Inquiry* 29 (2), 44–52.
- Hamilton, J. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hendry, D. and K. Juselius (2000). Explaining cointegration analysis: Part. *The Energy Journal* 21 (1), 1–42.
- Hendry, D. and K. Juselius (2001). Explaining cointegration analysis: Part II. *The Energy Journal* 22 (1), 75–120.
- Horman, D. and R. Rasche (1996). *Aggregate Money Demand Functions, Empirical Applications in Cointegrated Systems*. Boston: Kluwer Academic Pub.
- Holland, S. (1993). Uncertain effects of money and the link between the inflation rate and inflation uncertainty. *Economic Inquiry* 31 (1), 39–51.

- Katharine Abraham, W. E. D. and J. Hausman (1997). The CPI commission: Discussion. *The American Economic Review* 87 (2), 94–98.
- Kim, S. (1998). Identifying european monetary policy interations: French and spanish system with german variables. Banco de España, Documento de Trabajo 9811.
- Kwiatkowski, D.; Phillips, P. C. B. S. P. and S. Shin (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics* 54 (1-3), 159–78.
- Leeper, E. and T. Zha (2001). Assessing simple policy rules: A view from a complete macroeconomic model. *Federal Reserve of Atlanta Economic Review* (4), 35–58.
- Machado, F. D. and J. E. Pinheiro (1994, June). Choques externos e sua propagação na economia portuguesa. *Boletim Trimestral, Banco de Portugal*.
- McCloskey, D. and S. Ziliak (1996). The standard error of regressions. *Journal of Economic Literature* XXXIV (1), 97–114.
- Merton, R. (1995). Financial innovation and the management and regulation of ...nancial institutions. *Journal of Banking and Finance* 19 (3-4), 461–81.
- Michael Boskin, Ellen Dilberger, R. G. Z. G. and D. Jorgenson (1998). Consumer prices, the consumer price index, and the cost of living. *The Journal of Economic Perspectives* 12 (1), 3–26.
- Moulton, B. (1996). Bias in the consume price index: What is the evidence? *The Journal of Economic Perspectives* 10 (4), 159–77.
- Niehans, J. (1983). Financial innovation, multinational banking, and monetary policy. *Journal of Banking and Finance* 7 (4), 537–51.
- Phillips, P. (1987). Time series regression with a unit root. *Econometrica* 55, 277–301.
- Phillips, P. and P. Perron (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75, 335–46.
- Pollak, R. (1998). The consumer price index: A research agenda and three proposals. *The Journal of Economic Perspectives* 12 (1), 69–78.
- Radecki, L. and V. Reinhart (1988). The globalization of ...nancial markets and the effectiveness of monetary policy instruments. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* 13 (3).
- S. Hylleberg, R. Engle, W. G. and B. Yoo (1990). Seasonal integration and cointegration. *Journal of Econometrics* 44, 215–38.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica* 48 (1), 1–48.

- Soderlind, P. and A. Vredin (1996). Applied cointegration analysis in the mirror of macroeconomic theory. *Journal of Applied Econometrics* 11 (4), 363–381.
- Stock, J. and M. Watson (2001). Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives* 15 (4), 101–15.
- T. Baker, J. F. G. and P. Honohan (1996). *Economics Implications for Ireland of EMU*. Dublin: The Economic and Research Institute.
- Thornton, D. and C. Stone (1992). Current Issues in Financial and Monetary Economics, Chapter Financial Innovation: Causes and Consequences, pp. 81–109. New York: St. Martin's Press.
- Webb, R. (1984). Vector autoregressions as a tool for forecast evaluation. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review* 70 (1), 3–11.
- Webb, R. (1985). Toward more accurate macroeconomic forecasts from vector autoregressions. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review* 71 (4), 3–11.
- Webb, R. (1999). Two approaches to macroeconomic forecasting. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* 85 (3), 23–40.

Forecast Error Impulse Responses

95% Hall Percentil CI
(Bootstrap B=100)

