

**TERÁ A POLÍTICA MONETÁRIA  
DO BANCO CENTRAL EUROPEU  
SIDO ADEQUADA PARA  
PORTUGAL (1999-2007)?**

**MANUEL MOTA FREITAS MARTINS**

**CEMPRE, FACULDADE DE ECONOMIA,  
UNIVERSIDADE DO PORTO**

# Terá a política monetária do Banco Central Europeu sido adequada para Portugal (1999-2007)?<sup>1</sup>

**Manuel Mota Freitas Martins**

[mmfmartins@fep.up.pt](mailto:mmfmartins@fep.up.pt)

CEMPRE\*, Faculdade de Economia, Universidade do Porto

**2 Dezembro 2007**

## **Resumo**

Este artigo pretende aferir se a política monetária do BCE em 1999:I-2007:II foi consistente com a que resultaria da aplicação das respectivas preferências à situação macroeconómica de Portugal.

Começa-se por estimar os parâmetros da função-objectivo do BCE, com dados da Zona Euro 1999:I-2007:II, assumindo uma política discricionária óptima sujeita a uma estrutura macroeconómica AS-AD dinâmica simples.

Em seguida, especifica-se um modelo análogo para a estrutura económica portuguesa aumentado para reflectir a sua natureza pequena e aberta e, com dados para Portugal 1999:I-2007:II, estima-se esse modelo em simultâneo com a condição de que a política monetária teria sido conduzida sob a função-objectivo do BCE. Simula-se, finalmente, a política monetária que resultaria desse modelo e compara-se o caminho simulado para a taxa de juro de curto prazo com o de facto observado.

Em resumo, conclui-se que a política monetária adequada a Portugal – consistente com o objectivo do BCE para a inflação – teria envolvido taxas de juro substancialmente superiores às observadas: a taxa de juro de curto prazo anualizada teria sido cerca de 1.6 pontos percentuais superior em média por trimestre — desvio especialmente importante a partir de 2003. A diminuição da inflação induziria uma estabilização da taxa de câmbio efectiva real, o que parcialmente explica o redobrado vigor restritivo da política monetária óptima após 2003 mas também que a convergência nominal simulada não envolveria custos reais adicionais relevantes.

**Palavras-chave:** Banco Central Europeu; Zona Euro; Portugal; Política monetária óptima.

**Códigos JEL:** E58; E52; C32.

\* O CEMPRE – Centro de Estudos Macroeconómicos e Previsão – é financiado pela Fundação para a Ciência e a Tecnologia, Portugal, por fundos da União Europeia e do Governo da República Portuguesa, através do Programa Operacional Ciência e Inovação 2010.

---

<sup>1</sup> Comunicação apresentada na conferência *Economia Portuguesa e Integração Europeia*, Instituto de Ciências Sociais, Universidade de Lisboa, 3 Dezembro de 2007 (Pedro Lains, Org.).

O autor agradece a motivação e sugestões de Álvaro Aguiar. Quaisquer erros são da exclusiva responsabilidade do autor.

## 1. Introdução

Este artigo pretende contribuir para uma resposta formal à pergunta “Terá a política monetária do Banco Central Europeu (BCE) sido adequada a Portugal (1999-2007)?”

Importa, desde já, clarificar o significado da palavra “adequada” nesta pergunta. Diremos que a política monetária do BCE terá sido adequada a Portugal se a aplicação das preferências de política monetária do BCE à situação macroeconómica de Portugal no final de 1998 e à sua evolução subsequente tivesse resultado numa política semelhante à que de facto o BCE veio a conduzir no período em causa (1999:I-2007:II). Na nossa pergunta a palavra “adequada” tem, portanto, um sentido restrito, não podendo ser confundida com qualquer discussão normativa sobre se será favorável a Portugal a participação na Zona Euro (ZE).

No essencial (e diferindo, por agora, a descrição de detalhes teóricos e técnicos) a investigação consiste em duas etapas, organizadas em duas secções. Primeiro, procede-se à estimação dos coeficientes da função-objectivo do BCE, com dados agregados da ZE desde a sua criação (1999:I). Em seguida, simula-se de forma dinâmica a taxa de juro de curto prazo – o instrumento de política monetária – que resultaria da aplicação daquelas preferências à situação macroeconómica de Portugal no final de 1998 e à respectiva evolução, endogenamente determinada, nos sucessivos trimestres até 2007:II. A comparação entre esta trajectória simulada e a trajectória observada da taxa de juro de curto prazo na economia portuguesa – virtualmente coincidente com a da ZE – permite, no sentido acima definido, julgar se a política monetária do BCE foi adequada a Portugal. O exercício econométrico fornece ainda, como corolário, evoluções simuladas para as restantes variáveis endógenas do modelo – o hiato de produto e a taxa de inflação (e, numa segunda versão do modelo, a taxa de câmbio real efectiva – o que permite comparar a evolução da situação macroeconómica do País com a que ocorreria se a política do BCE tivesse sido adequada a Portugal.

A primeira etapa deste artigo assenta em investigação sobre a política monetária na ZE previamente publicada em Aguiar e Martins (2005). Aí, adaptando ao caso da ZE o modelo e estratégia econométrica sugeridos por Favero e Rovelli (2003) para os Estados Unidos da América (EUA), identificou-se o regime de política monetária da ZE estimando-se simultaneamente um modelo composto por três equações, duas descrevendo a estrutura macroeconómica com um modelo de oferta agregada-procura

agregada (AS-AD) dinâmico simples e a terceira correspondendo a uma versão empírica da equação de Euler representativa do comportamento inter-temporal óptimo da autoridade monetária. Esta estratégia econométrica permite obter estimativas para os coeficientes da estrutura económica AS-AD e para os coeficientes da função-objectivo da autoridade monetária, com a estimação simultânea e a inclusão das restrições cruzadas entre as equações do modelo assegurando que a optimização pela autoridade monetária está sujeita à estrutura macroeconómica.

Dada a escassez de dados estritamente correspondentes ao período de existência da União Económica e Monetária (UEM), Aguiar e Martins (2005) apoiaram-se em factos e literatura sobre a integração europeia, dados estatísticos nacionais e da ZE, bem como testes econométricos à alteração da estrutura macroeconómica na ZE, para motivar a estimação do modelo com dados agregados da ZE (trimestrais) a partir de 1995:I (e terminando em 2002:IV, o último trimestre com informação disponível à data). No presente artigo actualiza-se os resultados então obtidos, procedendo-se aos necessários ajustamentos ao modelo original e utilizando-se dados da ZE relativos já apenas ao período de existência da UEM, 1999:I-2007:II. Das estimativas obtidas nesta etapa, retêm-se as relativas aos coeficientes da função-objectivo do BCE – a meta de inflação e os pesos relativos dos objectivos de estabilização do hiato do produto e da variação da taxa de juro (normalizados para um peso unitário da estabilização da inflação).

Na segunda etapa deste artigo começa-se por especificar um modelo empírico simples dinâmico AS-AD para a economia portuguesa, que embora no espírito do adoptado para a ZE, incorpora refinamentos com vista a que melhor possa descrever uma estrutura dum economia que, diferentemente dos EUA e da ZE, é pequena e muito aberta. Em seguida, com dados trimestrais para Portugal 1999:I-2007:II, estima-se simultaneamente as duas equações AS-AD e a equação de Euler representativa do comportamento óptimo dum autoridade monetária que conduzisse a respectiva política de taxa de juro minimizando inter-temporalmente uma função-perda cujos coeficientes correspondessem aos estimados para o BCE na primeira parte do artigo. Após esta estimação, procede-se então à simulação dinâmica do modelo estimado, *ie* ao cálculo da evolução das variáveis respectivas endógenas a partir de 1999:I com base nas estimativas dos coeficientes das três equações do modelo. A taxa de juro calculada neste exercício de simulação corresponde à política monetária que o BCE teria conduzido se durante 1999:I-2007:II tivesse baseado as suas decisões nas respectivas preferências e no estado da economia portuguesa – tal como se apresentava em 1998 e, ao longo do

período, como foi evoluindo ele próprio condicionado por tais decisões de política ao longo do período – e a sua comparação com a taxa observada permite responder, assim à pergunta sobre se a política do BCE terá sido adequada a Portugal (1999-2007). Entretanto, conhecer-se-á ainda o caminho que o hiato de produto e a inflação de Portugal teriam percorrido, comparando-se ambos com os seus percursos efectivos durante 1999:I-2007:II. Num último refinamento, adapta-se o modelo de forma a considerar-se a taxa de câmbio real efectiva como variável endógena – o que encontra fundamento na respectiva importância para as condições monetárias globais de pequenas economias abertas – obtendo-se resultados que, ainda que globalmente semelhantes, exibem especificidades assinaláveis.

A organização do artigo é a seguinte. Na secção 2 apresenta-se o modelo, a estratégia econométrica e os dados relativos à ZE, procedendo-se à actualização dos resultados de Aguiar e Martins (2005) e, assim, identificando-se o regime de política monetária adoptado pelo BCE e vigente na ZE em 1999:I-2007:II. No que respeita a dados, especial atenção será dada à estimação do hiato do produto – a única variável não observada no modelo. Na secção 3 descreve-se os dados relativos a Portugal, especifica-se o modelo, explica-se a estratégia econométrica e de simulação e apresenta-se os resultados. Numa quarta e última secção apresenta-se comentários conclusivos, que resumem os resultados e apontam pistas para investigações futuras.

## 2. Zona Euro: Modelo, dados, método e resultados

Assume-se que a estrutura macroeconómica da ZE pode ser descrita pela seguinte versão do modelo empírico de Rudebusch e Svensson (1999):

$$\begin{cases} x_t = c_1 + c_2 x_{t-1} + c_3 x_{t-2} + c_4 (i_{t-2} - \pi_{t-2}) + \varepsilon_t^d \\ \pi_t = c_5 \pi_{t-1} + c_6 \pi_{t-2} + c_7 \pi_{t-3} + (1 - c_5 - c_6 - c_7) \pi_{t-4} + c_8 x_t + c_9 (Im\pi_{t-1}) + \varepsilon_t^s \end{cases} \quad (1)$$

A primeira equação corresponde a uma função IS (representando a procura agregada) relacionando o hiato de produto  $x_t$  com os hiatos observados nos dois trimestres precedentes e com a taxa de juro real observada com um desfasamento de dois trimestres  $i_{t-2} - \pi_{t-2}$ . A segunda é uma curva de Phillips (representando a oferta agregada) explicando a inflação  $\pi_t$  pelas taxas de inflação observadas nos quatro trimestres anteriores (representando expectativas e inércias), pelo hiato do produto

(representando a pressão da procura) e pela inflação de origem exógena  $Im\pi_{t-1}$  (abarcando eventuais choques de oferta). Ambas as equações incluem inovações que, como habitualmente, pretendem representar choques não antecipáveis e que, portanto, se supõe serem ruído-branco. Para uma análise exaustiva das motivações para a utilização deste modelo veja-se Aguiar e Martins (2005) – a única diferença entre o modelo aí utilizado e a presente versão consiste na consideração do segundo e não do terceiro *lag* da taxa de juro real na IS.

A taxa de inflação  $\pi_t$  encontra-se expressa em pontos percentuais e foi calculada multiplicando por 100 a diferença entre o logaritmo do deflator do PIB num trimestre e no trimestre homólogo do ano anterior. A taxa de juro  $i_t$ , igualmente expressa em pontos percentuais e anualizada, corresponde à média trimestral da EURIBOR a 3 meses. A *proxy* para inflação exógena  $Im\pi_{t-1}$  é a diferença entre a taxa de inflação implícita no deflator das importações e a taxa de inflação  $\pi_t$ , igualmente em pontos percentuais. O hiato de produto –  $x_t$ , igualmente em pontos percentuais – corresponde ao desvio entre o log do PIB real trimestral e uma tendência estocástica dessa série.

A fonte para os dados – trimestrais e relativos à ZE no seu conjunto – é o BCE. Os dados até 2005:IV provêm da *update 6* da *Area Wide Model Database* (AWMD) originalmente publicada em Fagan *et al* (2001), enquanto os relativos a 2006:I-2007:II foram obtidos em edições recentes do ECB *Monthly Bulletin*. A única excepção é o hiato do produto, calculado pelo autor a partir da série trimestral de PIB real (das fontes referidas) 1970:I-2007:II, com um método que em seguida sucintamente se motiva e descreve. A figura 1 apresenta os dados, em gráficos com escalas idênticas às utilizadas nos gráficos relativos a Portugal na próxima secção. Inclui-se uma linha vertical tracejada separando os dados utilizados nas estimações e simulações deste artigo – 1999:I-2007:II – dos observados entre 1990:I e a criação da UEM – aqui apresentados para enquadramento e contextualização.

O hiato de produto foi calculado estimando por máxima verosimilhança, com o filtro de kalman, um modelo de componentes não observáveis univariado que assume que o logaritmo do PIB corresponde à soma de duas componentes estocásticas, uma não estacionária – a tendência, modelizada como um passeio aleatório com deriva ela própria um passeio aleatório, *ie* uma *local linear trend* – e outra estacionária – o ciclo, modelizado como um processo auto-regressivo estacionário. Uma das vantagens deste

método consiste em que, assentando em hipóteses com bases estatísticas para os processos geradores de dados das componentes não observáveis, não impõe qualquer parâmetro de identificação *ad-hoc* das variâncias relativas do ciclo e da tendência, se conduzido segundo o procedimento sugerido por Stock e Watson (1998) – que calibra o *signal-to-noise ratio* a partir de testes de quebra na regressão da taxa de crescimento da série de base sobre uma constante (correspondendo à hipótese nula de taxa de crescimento tendencial constante). Para uma descrição detalhada desse procedimento – seguido no presente artigo – e para uma ilustração da sua utilidade na captação das especificidades das séries sob decomposição, veja-se Aguiar e Martins (2004). Uma segunda vantagem consiste no facto de que permite, em alternativa às componentes calculadas com o *kalman smoother* – que utiliza a informação de todo o período amostral – reter as estimativas fornecidas pelo filtro de kalman propriamente dito, que correspondem a previsões lineares óptimas para o próximo período condicionadas pela informação disponível até ao período anterior (veja-se Harvey, 1989). A utilização destas estimativas de quase-tempo-real será, conforme argumentado em Aguiar e Martins (2005), particularmente útil na estimação de preferências de política monetária, já que estarão conceptualmente mais próximas da informação disponível no momento de formação das decisões de política. A figura 2 mostra o logaritmo do PIB da ZE, a respectiva taxa de variação e as componentes não observáveis – tendência, taxa de crescimento tendencial e ciclo. O gráfico inferior direito mostra o hiato de produto que se utiliza neste artigo, comparado com o que se utilizaria se se admitisse que o BCE tinha, em cada trimestre, toda a informação sobre o PIB real que está disponível no actual momento (inferior esquerdo).<sup>2</sup>

Seguindo as hipóteses usuais na literatura, modeliza-se as preferências do BCE como uma função-perda inter-temporal, que em cada período é quadrática nos desvios entre a inflação e o hiato do produto e os valores desejados pela autoridade monetária ( $\pi^*$  e 0, respectivamente), bem como nas variações do próprio instrumento da política monetária (a taxa de juro  $i$ ). Os valores futuros são descontados à taxa  $\delta$  e os pesos  $\lambda$  e  $\mu$  são por hipótese não nulos.

---

<sup>2</sup> Este conceito de hiato de produto de quase-tempo-real difere, contudo, do conceito homónimo de Orphanides e Van Norden (2002), já que embora as previsões a um período do filtro de kalman sejam calculadas apenas com informação passada do PIB e das componentes estimadas, o filtro utiliza estimativas dos hiper-parâmetros obtidas com toda a amostra. Adicionalmente, os dados do PIB agora utilizados diferem frequentemente das suas primeiras estimativas, com base nas quais as decisões de política são de facto tomadas.

$$L_t = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau \frac{1}{2} \left[ (\pi_{t+\tau} - \pi^*)^2 + \lambda x_{t+\tau}^2 + \mu (i_{t+\tau} - i_{t+\tau-1})^2 \right] \quad (2)$$

Para uma discussão detalhada dos fundamentos desta função, especialmente da inclusão dum objectivo de suavização das alterações na variável-instrumento da política – conhecido na literatura por *interest rate smoothing* – veja-se Aguiar e Martins (2005). No que diz respeito à estabilização macroeconómica propriamente dita o ponto de partida é uma função-objectivo que engloba metas quer para a inflação quer para o ciclo do produto. A nossa estratégia consiste em testar econometricamente esta formulação abrangente contra a alternativa, sugerida por autores que têm colocado reservas à inclusão do ciclo do produto nas verdadeiras preferências de bancos centrais cometidos de forma claramente prioritária com a estabilidade de preços. Tais reservas parecem, aliás, especialmente pertinentes no caso do BCE, cujo Conselho de Governadores definiu o essencial da sua estratégia de política monetária como (BCE, 1998, artigo 2º)

"As mandated by the Treaty establishing the European Community, the maintenance of price stability will be the primary objective of the ESCB. Therefore, the ESCB's monetary policy strategy will focus strictly on this objective." (nosso sublinhado)

Por razões de realismo e operacionalidade económica, em linha com a generalidade da investigação empírica análoga, assume-se uma política monetária discricionária, *ie* que o BCE decide em cada período, em função do estado observado da economia, a taxa de juro – a variável de controlo da política – que minimiza a respectiva função-perda inter-temporal sujeita à estrutura macroeconómica:

$$\text{Min}(L_t) = \text{Min}_{i_t} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau \frac{1}{2} \left[ (\pi_{t+\tau} - \pi^*)^2 + \lambda x_{t+\tau}^2 + \mu (i_{t+\tau} - i_{t+\tau-1})^2 \right] \quad \forall t \quad (3)$$

Sujeita ao sistema (1).

A condição de primeira ordem – equação de Euler – deste problema de minimização é dada pela expressão seguinte e corresponde a uma regra óptima de política segundo a qual a autoridade de política monetária determina a taxa de juro em função da previsão que em cada momento formula para as variáveis-estado da macroeconomia no futuro:

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau \left[ (\pi_{t+\tau} - \pi^*) \frac{\partial \pi_{t+\tau}}{\partial i_t} \right] + E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau \lambda \left[ x_{t+\tau} \frac{\partial x_{t+\tau}}{\partial i_t} \right] + [\mu(i_t - i_{t-1}) - \mu \delta E_t(i_{t+1} - i_t)] = 0 \quad (4)$$

A estratégia económica para identificação dos coeficientes da função-objectivo do BCE (2) simultaneamente com a dos coeficientes da estrutura macroeconómica AS-



AD (1) implica submeter a equação de Euler (4) aos seguintes passos. Primeiro, trunca-se a equação num horizonte temporal realista, quer tendo em conta as capacidades de previsão das autoridades de política, quer tendo em conta a exequibilidade econométrica – tal como em Aguiar e Martins (2005) e pelas razões aí aduzidas, adopta-se um horizonte de 4 trimestres ( $\tau=4$ ). Segundo, expande-se e exprime-se as derivadas parciais de (4) em função dos coeficientes relevantes da estrutura macroeconómica AS-AD em (1). Finalmente, inclui-se uma inovação na resultante equação, que representa a parte das decisões de política económica não explicada pelo modelo e portanto não observável pelo econometrista, que se supõe ser uma variável aleatória ruído-branco. Obtém-se, assim, a equação seguinte:

$$\begin{aligned}
& \delta^2 E_t(\pi_{t+2} - \pi^*)[c_8.c_4] + \delta^3 E_t(\pi_{t+3} - \pi^*)[c_8.c_4.c_2 + c_8.c_4.c_5] + \\
& \delta^4 E_t(\pi_{t+4} - \pi^*)[c_8.c_4.c_5.c_5 + c_8.c_4.c_2.c_2 + c_8.c_4.c_3 + c_8.c_4.c_6] + \\
& \lambda\delta^2 E_t x_{t+2}[c_4] + \lambda\delta^3 E_t x_{t+3}[c_4.c_2] + \lambda\delta^4 E_t x_{t+4}[c_4.c_2.c_2 + c_4.c_3] \\
& + [\mu(i_t - i_{t-1}) - \mu\delta E_t(i_{t+1} - i_t)] + \varepsilon_t^p = 0
\end{aligned} \tag{5}$$

Finalmente, estima-se em simultâneo as duas equações da estrutura AS-AD (1) e a equação (5), obtendo-se estimativas para os coeficientes descritivos do regime de política monetária do BCE –  $\pi^*$ ,  $\mu$ ,  $\lambda$  – bem como para os parâmetros do sistema AS-AD dinâmico que se supõe descrever a estrutura macroeconómica da ZE.

Dado que o BCE não divulga as respectivas previsões sobre a inflação e o ciclo do produto, substitui-se as expectativas em (5) pelos valores observados das respectivas variáveis, o que conduz à adopção do método dos momentos generalizados (GMM) na estimação do sistema, utilizando-se valores desfazados de todas as variáveis do modelo na construção das condições de ortogonalidade. Significa este procedimento que se assume que o BCE formula expectativas racionais sob a hipótese de que (1) é o verdadeiro modelo da economia e que utiliza com o máximo de eficiência a informação relevante para o modelo disponível no momento de formação das expectativas.

Antes de se avançar para o reporte dos resultados, duas das séries temporais nos dados merecem alguma discussão. Por um lado, é bem sabido que a definição de estabilidade dos preços do BCE se baseia na taxa de crescimento do Índice de Preços Harmonizado no Consumidor (IPHC) e não na do deflator do PIB. Por outro lado, a taxa de juro verdadeiramente instrumental para o BCE é a taxa mínima dos leilões das operações principais de refinanciamento (complementada pelas taxas de juro das facilidades permanentes de cedência e de absorção de liquidez) e não a taxa de juro

EURIBOR a 3 meses. Sucede, porém, que a variável  $\pi$  deve correlacionar-se fortemente quer com as decisões de política quer com o hiato do produto, na equação AS, e para esse duplo efeito a taxa de variação do deflator do PIB é mais adequada. Em qualquer caso, a média amostral de  $\pi$ , 1.88 por cento, é muito próxima da taxa de variação homóloga do ICHP média, 2.02, a volatilidade da inflação medida pelo ICHP é pouco inferior à de  $\pi$  (0.42 vs 0.53) e a correlação entre ambas (com desfazamento de 2 trimestres) ultrapassa 81 por cento. No que respeita à taxa de juro, não se utiliza uma taxa mais curta do mercado monetário – mais perto do verdadeiro instrumento – porque, no modelo,  $i$  desempenha simultaneamente o papel de instrumento de política e de taxa de juro relevante para as decisões de procura agregada de bens e serviços, na AD.

O quadro 1 sintetiza os resultados da estimação do modelo composto por (1) e (5) com os dados da ZE 1999:I-2007:IV.

O painel do lado esquerdo, que corresponde aos resultados da estimação do modelo sem qualquer restrição, revela, no que respeita aos coeficientes da função-objectivo do BCE, que o peso do hiato do produto naquela função não pode ser considerado estatisticamente significativo a níveis usuais de exigência econométrica (significância de 62 por cento). Assim, os dados agregados da ZE 1999:I-2007:II confirmam o essencial do resultado obtido em Aguiar e Martins (2005) com dados para 1995:I-2002:IV: que a autoridade monetária da ZE – agora, com dados pós-1999, já *de facto* e *de jure* o BCE – não parece incluir o ciclo do produto real na sua função-objectivo.

Consistentemente com este resultado, re-estimou-se o modelo impondo a restrição  $\lambda=0$  na equação (5), obtendo-se os resultados sintetizados no painel do lado direito do mesmo quadro. Os coeficientes centrais da estrutura AS-AD – representando a sensibilidade do hiato do produto à taxa de juro real ( $c_4$ ) e da inflação ao hiato do produto ( $c_8$ ) – apresentam os sinais esperados, são estatisticamente significativos (embora o declive da função AS exiba uma significância algo acima do limiar usual) e pouco mudam as respectivas estimativas relativamente ao modelo não restringido. Comparativamente com os resultados em Aguiar e Martins (2005), nota-se uma redução para metade da semi-elasticidade do ciclo face à taxa de juro ( $c_4$ ), que pode ser explicada pela prolongada estabilidade das taxas de juro de curto prazo na ZE em boa parte do período analisado que não integrava a amostra de Aguiar e Martins (2005) – a EURIBOR esteve praticamente inalterada em 2003:III-2005:IV. Ainda mais pronunciada – e nesse caso com implicações sobre a precisão da estimativa, cuja

significância é de 8.8 por cento – é a redução do declive da função AS. Este resultado parece, contudo, consistente com os reportados em literatura recente relativa a outras amostras, e tem vindo a ser explicado pelo impacto combinado da globalização, do aumento de concorrência e flexibilidade em mercados de produtos/factores e da ancoragem das expectativas de inflação decorrente de políticas monetárias bem sucedidas e credíveis desde os anos 90 – veja-se, *eg*, Roberts (2006) e Iakova (2007).

No que diz respeito aos coeficientes da função-objectivo do BCE, tanto  $\mu$  como  $\pi^*$  são estimados com valores razoáveis e são estatisticamente significativos. A meta para a inflação é estimada em 2.03 por cento, com elevada precisão (um intervalo de confiança a 95 por cento compreende taxas entre 1.96 e 2.09 por cento). Esta estimativa encontra-se algo acima do que seria de esperar face à definição de estabilidade de preços publicamente assumida pelo BCE como “a year on year increase in the Harmonised Index of Consumer Prices for the Euro Area below 2 percent” (BCE, 2004, p.50), clarificada em Maio de 2003 com a declaração de que o BCE “aims to maintain inflation rates below but close to 2 percent over the medium term” (BCE, 2004, p. 51).

Em síntese, com o modelo AS-AD assumido e com a estratégia assente na resolução do problema de optimização do BCE com controlo óptimo e estimação por GMM, conclui-se que o regime de política monetária do BCE durante 1999:I-2000:7 corresponde a um regime de meta estrita para a inflação de cerca de 2.03 e com suavização das variações da taxa de juro com um peso relativo de cerca de 0.0098. Como tal, o exercício de simulação da política monetária adequada a Portugal, a conduzir na próxima secção, adoptará este regime e estas estimativas.<sup>3</sup>

### **3. Portugal: Modelo, dados, método e resultados**

Assume-se que a estrutura macroeconómica de Portugal pode ser descrita pela seguinte versão de economia aberta do modelo empírico de Rudebusch e Svensson (1999):

---

<sup>3</sup> Note-se que a inferência de que  $\lambda=0$  não implica que o ciclo do produto estaria ausente numa regra de política óptima de forma reduzida, do tipo Taylor rule, calculada a partir deste modelo, já que o hiato do produto afecta a inflação através da relação AS. Este facto ilustra, aliás, a principal vantagem da abordagem adoptada neste artigo face à alternativa de estimação e simulação de regras de política de forma reduzida, que são convoluções complexas dos parâmetros da estrutura da economia e da função-objectivo da autoridade de política.

$$\begin{cases} x_t^P = c_1 + c_2 x_{t-1}^P + c_3 x_{t-2}^P + c_4 (i_{t-2}^P - \pi_{t-2}^P) + c_{10} lreer_{t-3}^P + c_{11} x_t + \varepsilon_t^{dP} \\ \pi_t^P = c_5 \pi_{t-1}^P + c_6 \pi_{t-2}^P + c_7 \pi_{t-3}^P + (1 - c_5 - c_6 - c_7) \pi_{t-4}^P + c_8 x_t^P + c_9 (Im\pi_{t-1}^P) + \varepsilon_t^{sP} \end{cases} \quad (6)$$

A primeira equação, representando a procura agregada, inclui a relação entre o hiato de produto  $x_t^P$  e os hiatos observados nos dois trimestres precedentes, bem como a taxa de juro real do passado recente (com um desfazamento empiricamente identificado de dois trimestres  $i_{t-2}^P - \pi_{t-2}^P$ ). Comparativamente com o modelo especificado para a ZE, a equação foi aumentada com duas variáveis destinadas a reflectir a natureza pequena e aberta da economia portuguesa (na qual as exportações e as importações de bens e serviços representam, somadas, cerca de 70 por cento do PIB – Banco de Portugal, 2007b): por um lado, o hiato de produto da ZE,  $x_t$ , representando a bem conhecida sensibilidade da conjuntura portuguesa à conjuntura da ZE, que constitui cerca de 80 por cento do destino das exportações nacionais (Banco de Portugal, 2007a); por outro lado, o log da taxa de câmbio efectiva real (com um desfazamento, empiricamente determinado, de três trimestres)  $lreer_{t-3}^P$  – variável que, em economias abertas contribui fortemente para as condições monetárias (veja-se, *eg*, Ball, 1999).

A segunda equação, representando a oferta agregada, explica a inflação  $\pi_t^P$  pelas taxas de inflação observadas nos quatro trimestres anteriores (representando expectativas e inércias), pelo hiato do produto (representando a pressão da procura) e pela inflação de origem exógena  $Im\pi_{t-1}^P$  (abarcando eventuais choques de oferta). Ambas as equações incluem inovações que, como habitualmente, pretendem representar choques não antecipáveis e que, portanto, se supõe serem ruído-branco.

A taxa de inflação  $\pi_t^P$  encontra-se expressa em pontos percentuais e foi calculada multiplicando por 100 a diferença entre o logaritmo do deflator do PIB num trimestre e no trimestre homólogo do ano anterior. A *proxy* para inflação exógena  $Im\pi_{t-1}^P$  é a diferença entre a taxa de inflação implícita no deflator das importações e a taxa de inflação  $\pi_t^P$ , igualmente em pontos percentuais. A taxa de juro  $i_t^P$ , igualmente expressa em pontos percentuais, corresponde à média trimestral das taxas de juro médias mensais das operações do mercado monetário interbancário português a três meses. O hiato de produto –  $x_t^P$ , igualmente em pontos percentuais – corresponde ao desvio entre o log do PIB real trimestral e uma tendência estocástica dessa série.

A fonte para os dados, trimestrais, é em regra o Banco de Portugal. Até 2006:IV o PIB real, o deflator do PIB e o deflator das importações provêm das séries trimestrais para a economia portuguesa (Banco de Portugal, 2007b), enquanto os respectivos valores para 2007:I-II foram obtidos nas contas nacionais trimestrais do INE (Instituto Nacional de Estatística, Julho 2007). As taxas de juro foram obtidas nas estatísticas monetárias e financeiras do Banco de Portugal (2007c) e correspondem mais concretamente à média trimestral das taxas de juro médias mensais das operações do mercado monetário interbancário português com prazo entre 86 a 96 dias e data valor do próprio dia<sup>4</sup>. A taxa de câmbio real efectiva provém das estatísticas financeiras internacionais do Fundo Monetário Internacional (2007).<sup>5</sup>

A figura 3 apresenta os dados relativos a Portugal, em gráficos com escalas idênticas às utilizadas nos gráficos relativos à ZE na anterior secção. Inclui-se uma linha vertical tracejada separando os dados utilizados nas estimações e simulações deste artigo –1999:I-2007:II – dos observados entre 1990:I e a criação da UEM – aqui apresentados para enquadramento e contextualização, que se revela especialmente útil no caso de Portugal. Na figura é aparente o processo de convergência nominal da economia portuguesa entre 1990 e 1998 – sistemáticas e muito acentuadas diminuições das taxas de juro e da inflação –, o conhecido papel do aumento da taxa de câmbio real entre 1990 e 1992 no impulsionamento desse processo e os custos reais dessa convergência – deterioração acentuada do ciclo do PIB real durante a primeira metade da década de 90. Após a adesão à UEM – e, portanto, com taxas de juro a 3 meses idênticas à EURIBOR – são visíveis pressões inflacionistas crescentes até 2003 e a acentuada deterioração da conjuntura a partir desse ano – as estimativas de ciclo do produto tornam-se claramente negativas e assim se mantêm até ao final da amostra. No período pós-1999 é visível o papel que a taxa de câmbio real terá desempenhado, de novo, na evolução económica de Portugal: após uma fase de depreciação real em 1999 e 2000, a taxa de câmbio real da economia portuguesa passou a aumentar continuamente, recuperando o nível que registava aquando da adesão à UEM em 2002:II e aumentando

---

<sup>4</sup> Taxas de juro das operações sem exigência de garantia, no qual as instituições participantes permutam fundos representados por depósitos à ordem no Banco de Portugal, denominados em euros; no caso de trimestres sem operações com data valor do próprio dia – 2004:I, 2005:III, 2006:II, 2006:III, 2007:I e 2007:II – interpolou-se as taxas com base na evolução das taxas das operações entre 28 e 32 dias. Em 1999:I-2007:II não existe diferença assinalável entre estas taxas de juro e a média trimestral das EURIBOR a 3 meses utilizada como dado para a ZE (coeficiente de correlação de 0.985, médias de, respectivamente, 3.13 e 3.17 por cento e desvios-padrão de, respectivamente, 0.90 e 0.88).

<sup>5</sup> A evolução deste índice de taxa de câmbio efectiva replica precisamente a evolução do índice homólogo publicada pelo Banco de Portugal, que contudo apenas estava disponível a partir de 2000:I.

desde então (quase ininterruptamente) num total de cerca de 9 por cento até 2007:II. Muito embora esta apreciação real não se compare com a de 1990-92, em magnitude (20 *versus* 9 por cento) e ritmo (3 *versus* 5 anos), sugere um importante papel para a taxa de câmbio real na explicação do comportamento recente da economia portuguesa.

O hiato de produto foi calculado com o método utilizado para a ZE, acima sucintamente descrito, a partir da série de PIB trimestral real 1978:I-2007:II disponível em Banco de Portugal (2007b). A figura 4 mostra o nível (log) dessa série e a respectiva taxa de crescimento, bem como as componentes não observadas estimadas – tendência, taxa de crescimento tendencial e ciclo.<sup>6</sup> Os dois gráficos inferiores da figura 4 mostram a marcada diferença que existe entre o ciclo dado pelo kalman *smoother* e a nossa medida de ciclo em tempo-quase-real, dada pelo filtro de kalman – visivelmente mais acentuada do que a visível nos gráficos homólogos para a ZE na figura 2.<sup>7</sup>

No que diz respeito à autoridade monetária, assume-se os resultados obtidos na secção anterior – o BCE minimiza uma função-perda inter-temporal, que em cada período é quadrática quer nos desvios entre a inflação e uma meta de 2.0305 por cento, quer nas variações da taxa de juro (com um peso relativo de 0.0098), descontando os valores esperados futuros das variáveis-estado da economia à taxa  $\delta=0.975$ .

O nosso exercício compreende, agora, duas etapas. Na primeira, estima-se a estrutura macroeconómica portuguesa dinâmica simples AS-AD (6) sob a hipótese de que a política monetária é conduzida por uma autoridade com as preferências do BCE. Na segunda, simula-se a taxa de juro – e o respectivo impacto sobre as variáveis endógenas do sistema – que resultaria da efectiva aplicação das preferências do BCE ao estado da economia portuguesa a partir do início de 1999.

Quanto à primeira etapa, para completar o modelo simples da economia portuguesa, admite-se que a autoridade monetária conduz a política escolhendo em cada período a

---

<sup>6</sup> Embora menos relevante para este artigo, note-se como o gráfico superior direito da figura evidencia que o método extrai – com variações suaves aparentemente filtradas de componentes de natureza cíclica – uma acentuada diminuição da taxa de crescimento tendencial do PIB português ao longo dos últimos 20 anos (de taxas de quase 4 por cento nos anos após a adesão à Comunidade Económica Europeia, para cerca de 2 por cento actualmente; nesses períodos, a ZE passava de taxas de crescimento tendencial de cerca de 2.5 para 2 por cento). As nossas estimativas quanto à taxa de crescimento tendencial do PIB real português evidenciam, portanto, as presentes dificuldades de convergência real da nossa economia com a ZE; e mostram, quando conjugadas com as estimativas relativas ao ciclo, que Portugal padece actualmente dum problema simultaneamente de crescimento e de conjuntura.

<sup>7</sup> O processo auto-regressivo especificado para o ciclo do PIB português é um AR(3), diferentemente do caso mais usual – que se verifica no caso da ZE – em que um AR(2) resulta numa estimação bem sucedida do modelo de componentes não observáveis como um todo. É de notar que as raízes auto-regressivas do processo AR(3) que comanda o ciclo português satisfazem as condições de estacionariedade (apesar da estimação ter sido conduzida sem imposição dessa restrição).

taxa de juro que, de acordo com as respectivas preferências, minimiza a respectiva função-perda em função do estado da economia portuguesa – o que resulta no seguinte problema de optimização:

$$Min(L_t) = Min_{i_t} E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau \frac{1}{2} [(\pi_{t+\tau}^P - 2.030447)^2 + 0.009745(i_{t+\tau}^P - i_{t+\tau-1}^P)^2] \quad \forall t \quad (7)$$

Sujeita ao sistema (6).

A equação de Euler obtida na resolução deste problema por controlo óptimo é então submetida – tal como na secção anterior, relativa à ZE – a uma série de passos com vista à sua utilização econométrica, designadamente a truncagem num horizonte de 4 trimestres ( $\tau=4$ ), a expansão das derivadas parciais e respectiva expressão em função dos coeficientes relevantes da estrutura macroeconómica AS-AD (6) e, finalmente, a inclusão duma inovação que se supõe ser uma variável aleatória ruído-branco. Obtém-se, assim, a equação seguinte:

$$\begin{aligned} & \delta^2 E_t (\pi_{t+2}^P - 2.030447) [c_8 \cdot c_4] + \delta^3 E_t (\pi_{t+3}^P - 2.030447) [c_8 \cdot c_4 \cdot c_2 + c_8 \cdot c_4 \cdot c_5] + \\ & \delta^4 E_t (\pi_{t+4}^P - 2.030447) [c_8 \cdot c_4 \cdot c_5 \cdot c_5 + c_8 \cdot c_4 \cdot c_2 \cdot c_2 + c_8 \cdot c_4 \cdot c_3 + c_8 \cdot c_4 \cdot c_6] + \\ & + [0.009745 (i_t^P - i_{t-1}^P) - 0.009745 \delta E_t (i_{t+1}^P - i_t^P)] + \varepsilon_t^{pp} = 0 \end{aligned} \quad (8)$$

O sistema composto pelas equações (6) e (8) é então estimado simultaneamente com os dados de Portugal, seguindo os mesmos procedimentos adoptados no caso da ZE. Em síntese, substituiu-se as expectativas em (8) pelos valores observados das respectivas variáveis e adoptou-se o método dos momentos generalizados (GMM) na estimação do sistema, utilizando-se valores desfazados de todas as variáveis do modelo na construção das condições de ortogonalidade.

Realce-se que o papel da equação (8) nesta estimação não é idêntico ao de (5) na secção anterior deste artigo: a estimação conjunta de (6) e (8) visa estimar um modelo AS-AD dinâmico simples da economia portuguesa consistente com o facto de que a política monetária em vigor na economia portuguesa foi conduzida por uma autoridade monetária com as preferências que se calibrou em (7) e (8), estimadas na secção anterior do artigo. O quadro 2 sintetiza os resultados da estimação do modelo composto por (6) e (8) com os dados de Portugal 1999:I-2007IV.

Os coeficientes centrais da estrutura AS-AD – representando a sensibilidade do hiato do produto à taxa de juro real ( $c_4$ ) e da inflação ao hiato do produto ( $c_8$ ) – apresentam os sinais esperados, são estatisticamente significativos e estimados com bom grau de precisão (significâncias de, respectivamente, 0.3 por cento e 1.8 por cento).

Comparativamente com as estimativas homólogas para a ZE, os resultados sugerem que a conjuntura portuguesa responde mais fortemente a variações da taxa de juro real, mas que a elasticidade da inflação portuguesa ao ciclo do produto português é substancialmente mais baixa e é muito reduzida. Na equação da inflação, a *proxy* para a inflação exógena importada é estatisticamente significativa, tem o sinal e uma magnitude idêntica à que se estima na ZE. Na equação do hiato do produto, os coeficientes associados às variáveis de controlo para a abertura da economia são estatisticamente significativos e têm os sinais esperados: a estimativa de ( $c_{10}$ ) indica que o ciclo do produto português reage negativamente a variações (do log) da taxa de câmbio efectiva real, enquanto a estimativa de ( $c_{11}$ ) mostra uma relação positiva entre a conjuntura portuguesa e a da ZE, indicando que cada ponto percentual de variação do ciclo do produto na ZE induz um quarto de ponto percentual de variação do ciclo nacional no mesmo trimestre.

Em seguida, resolve-se o modelo para o período 1999:I-2007:II, *ie* encontra-se para este período a solução para o sistema de equações simultâneas constituído por (6) e (8), utilizando as estimativas constantes do quadro 2, obtendo-se valores para as variáveis endógenas do modelo que constituem simulações dinâmicas do modelo estimado.<sup>8</sup> Nesta simulação, apenas se utiliza dados observados em 1998:I-IV (para inicialização das recursões, já que o sistema inclui desfazamentos até 4 trimestres, no sistema 6) e em 2006:III-2007:II (já que o modelo inclui valores esperados futuros até 4 trimestres, na equação 8); na parte restante do período gera-se valores simulados utilizando as estimativas do modelo e os valores eles próprios simulados dos *lags* e *leads* relevantes.<sup>9</sup>

A figura 5 compara os valores observados para a taxa de juro de curto prazo – o instrumento de política –, a inflação e o ciclo do produto em 1998:I-2007:II com as simulações dinâmicas do modelo (6)-(8) (estimativas do quadro 2) para 1999:I-2006:II. Em síntese, se a política do BCE tivesse sido conduzida de forma consistente com as respectivas preferências e tomando em consideração a situação da economia portuguesa, entre 1999 e a primeira metade de 2006 a taxa de juro teria sido consideravelmente

---

<sup>8</sup> Tecnicamente, dado que o modelo envolve valores desfazados (*lags*) e valores (esperados) futuros (*leads*) a simulação envolve um algoritmo recursivo que percorre o modelo no sentido cronológico e no sentido oposto  $n$  vezes até encontrar convergência entre os valores simulados em duas recursões seguidas, *ie* uma diferença entre os valores simulados para as variáveis endógenas inferior a um critério pré-definido muito pequeno.

<sup>9</sup> Por construção, nas simulações a partir de 2005:II os *leads* utilizados começam a incluir alguns valores efectivos das variáveis, já que o horizonte máximo em (8),  $t+4$ , implica que a a partir daquele trimestre a simulação dessa equação comece a incidir parcialmente sobre o período não simulável (2006:II-2007:II). Isso explica a convergência gradual dos valores simulados para os valores efectivos, antes de 2006:II.



superior. A diferença entre a taxa de juro simulada e a observada, sendo variável, situa-se tipicamente entre 1 e 2 pontos percentuais e atinge mais do que 2 pontos no final de 2001 e início de 2002, bem como durante os três primeiros trimestres de 2003. A razão é, evidentemente, o facto da inflação portuguesa se situar, desde logo à entrada na UEM, acima do limite assumido pelo BCE na sua definição de estabilidade de preços, e das pressões inflacionistas no nosso País se terem acentuado a partir do último trimestre de 2001. Entretanto, a política óptima simulada geraria um ciclo de produto negativo durante 1999 e 2000, contrariamente ao observado, e acentuaria fortemente o hiato negativo nos anos desde 2002, muito em especial nos de 2004 a 2006, para os quais as simulações causam ciclos de produto negativos da ordem dos 2.5 por cento do PIB (contra cerca de 2 por cento, na realidade).<sup>10</sup>

Pode-se argumentar, entretanto, que a eventual concretização da política simulada e a decorrente descida da taxa de inflação relativamente aos valores observados, alteraria os valores duma variável que até ao momento tem sido, neste pequeno e simples modelo, considerada exógena – a taxa de câmbio real.<sup>11</sup> De facto, sob a política óptima, a inflação portuguesa desceria substancialmente a partir do início de 2002, a taxa de câmbio real efectiva da economia portuguesa não verificaria necessariamente o substancial aumento que registou a partir desse ano e, portanto, o comportamento da economia portuguesa (inflação e ciclo) e mesmo o da política óptima (taxa de juro) poderia ter sido substancialmente diferente. A avaliação deste cenário – que envolve complexas interacções dinâmicas entre as variáveis do modelo – exige a endogeneização da taxa de câmbio real no modelo.

Com vista a essa endogeneização, faz-se uso da definição da taxa de câmbio efectiva real a partir da taxa de câmbio nominal efectiva, do deflator do resto do mundo (relevante nas operações de pagamentos internacionais de Portugal) e do deflator português, e do facto desta última ser ela própria uma variável endógena do modelo.

Para ultrapassar o problema de não se ter disponível o deflator internacional com base no qual o FMI calcula o índice de taxa de câmbio efectiva  $lreer_t^P$ , assumiu-se uma

---

<sup>10</sup> As nossas simulações não incluem medidas de incerteza – bandas de confiança – para o caminho simulado da taxa de juro. Esta tarefa – não trivial, na medida em que a estratégia econométrica adoptada compreende vários passos sucessivos – poderá integrar posteriores refinamentos da presente investigação.

<sup>11</sup> Já no que diz respeito à outra variável de controlo presente na função IS, o ciclo do produto na ZE, não é razoável admitir que alterações na situação económica portuguesa possam ter impacto sobre o seu andamento, dado o reduzido peso da economia nacional na economia da ZE como um todo. Igualmente, a variável de controlo para variações exógenas de inflação, presente na AS, depende de factores não afectados por Portugal – *eg.* preços mundiais de combustíveis e *commodities* e taxa de câmbio do Euro.

aproximação segundo a qual o deflator internacional relevante seria o da ZE. Para esse efeito, considerou-se o índice de taxa de câmbio nominal efectiva de Portugal das estatísticas financeiras internacionais FMI, 2007 –  $l\eta eer_t^P$  já representado no último gráfico da figura 3 – e regressiu-se (pelo método dos mínimos quadrados) o log do índice de taxa de câmbio real  $lreer_t^P$  sobre o log do índice de taxa de câmbio nominal efectiva e a diferença entre os logs dos deflatores de Portugal e da ZE ( $ldef_t^P$  e  $ldef_t^{ZE}$ ):

$$lreer_t^P = l\eta eer_t^P + 1.003400636 * ldef_t^P - 1.063890302 * ldef_t^{ZE}$$

(Significância): (0.000) (0.000)

$R^2=0.98$

Em seguida, substituiu-se no sistema (6) o índice  $lreer_t^P$  pela aproximação resultante desta regressão, obtendo-se o seguinte sistema:

$$\begin{cases} x_t^P = c_1 + c_2 x_{t-1}^P + c_3 x_{t-2}^P + c_4 (i_{t-2}^P - \pi_{t-2}^P) + \\ c_{10} (l\eta eer_{t-3}^P + 1.00340 ldef_{t-3}^P - 1.06389 ldef_{t-3}^{ZE}) + c_{11} x_t + \varepsilon_t^{dP} \\ \pi_t^P = c_5 \pi_{t-1}^P + c_6 \pi_{t-2}^P + c_7 \pi_{t-3}^P + (1 - c_5 - c_6 - c_7) \pi_{t-4}^P + c_8 x_t^P + c_9 (Im\pi_{t-1}^P) + \varepsilon_t^{sP} \end{cases} \quad (9)$$

O sistema AS-AD (9) passou, então, a constituir o modelo simples dinâmico AS-AD da economia portuguesa que se utiliza de novo nas duas etapas sucessivas de estimação e simulação, em conjunto com a equação de Euler (8).

Em (8) e (9) passou a escrever-se, convenientemente, a taxa de inflação pela sua definição a partir do deflator do PIB  $\pi_t^P = ldef_t^P - ldef_{t-4}^P$ ,  $\forall t$  (no código para computador, que não no texto, para se economizar espaço). Desta forma, as variáveis endógenas do modelo incluem, para além do log do deflator  $ldef_t^P$ , da taxa de juro  $i_t^P$  e do ciclo do produto  $x_t^P$ , a taxa de câmbio real (mais em rigor, a nossa aproximação à taxa de câmbio real efectiva  $l\eta eer_t^P + 1.00340 ldef_t^P - 1.06389 ldef_t^{ZE}$ ) – já que esta depende de duas componentes que se pode assumir como pré-determinadas e independentes da situação económica portuguesa (o índice de taxa de câmbio efectiva nominal  $l\eta eer_t^P$ , que depende fundamentalmente da evolução do Euro, e o deflator do PIB da ZE  $ldef_t^{ZE}$  no qual o deflator português não pesa significativamente).

A estimação conjunta de (8) e (9) para 1999:I-2007:II, com precisamente os mesmos procedimentos adoptados nas restantes regressões análogas deste artigo, forneceram os resultados constantes do quadro 3.

Os coeficientes da AS mantêm as estimativas virtualmente inalteradas, com um ligeiro aumento da precisão da estimação do declive – ( $c_8$ ), a elasticidade da inflação ao hiato do produto, que agora tem uma significância de 1 por cento. No que respeita à AD, mantêm-se as significâncias estatísticas (muito inferiores a 1 por cento) e os sinais esperados dos principais coeficientes, que aumentam substancialmente de estimativas: o ciclo reage negativamente a variações da taxa de câmbio efectiva real (aproximada), positivamente à conjuntura da ZE e negativamente a variações da taxa de juro real.

Finalmente, completa-se a nossa experiência econométrica resolvendo-se o modelo (8)-(9) com as estimativas do quadro 3, para 1999:I-2007:II e, de forma análoga à realizada anteriormente com o sistema (6)-(8), simulando-se dinamicamente a política monetária óptima e a evolução das restantes variáveis endógenas do modelo.

A figura 6 compara os valores observados para a taxa de juro de curto prazo, a inflação, o ciclo do produto e a taxa de câmbio real em 1998:I-2007:II com as simulações dinâmicas do modelo (8)-(9) (estimativas do quadro 3) e as obtidas anteriormente (modelo (6)-(8), estimativas do quadro 2). Adicionalmente, no gráfico inferior direito (relativo à taxa de câmbio real efectiva), inclui-se a taxa aproximada resultante da aplicação da fórmula  $l\eta er_t^P + 1.00340ldef_t^P - 1.06389ldef_t^{ZE}$  aos valores observados de  $l\eta er_t^P$  e  $ldef_t^{ZE}$  mas igualmente do  $ldef_t^P$ , mostrando como a nossa aproximação segue muito de perto a taxa de câmbio efectiva real publicada pelo FMI.

A figura mostra que a taxa de juro óptima – do ponto de vista de prossecução dos objectivos do BCE na economia portuguesa 1999:I-2006:II – teria sido igualmente sempre superior à observada, mas que sob a hipótese de  $lreer_t^P$  endógena o padrão temporal do instrumento de política monetária mudaria substancialmente: se até meados de 2003 a taxa de juro óptima se situaria agora ligeiramente abaixo da simulada sob a hipótese de  $lreer_t^P$  exógena, nos trimestres subsequentes seria marcadamente superior (com uma diferença de quase 1 ponto percentual no último trimestre de 2005 e nos primeiros de 2006). A diferença média trimestral entre  $i_t^P$  e as taxas de juro óptimas simuladas seria de 1.6 pontos percentuais sob  $lreer_t^P$  endógena e 1.55 pontos percentuais sob  $lreer_t^P$  exógena.

Conforme mostra o gráfico inferior direito da figura, a taxa de juro óptima teria de ser substancialmente superior após 2003 sob  $lreer_t^P$  endógena porque a redução da inflação entretanto conseguida pela política monetária resultaria numa menor subida da

taxa de câmbio real  $lreer_t^P$  até 2003 e mesmo na sua virtual estabilização após meados desse ano. Dada a relevância da  $lreer_t^P$  (conjuntamente com  $i_t^P$ ) para a definição das condições monetárias globais da economia portuguesa, a autoridade de política monetária teria de reforçar a natureza contraccionista do instrumento sob seu controlo, e daí o caminho de  $i_t^P$  simulado sob  $lreer_t^P$  exógena. Entretanto, a taxa de inflação convergiria para níveis consistentes com a definição de estabilidade de preços do BCE a uma velocidade apenas um pouco maior e estabilizaria a um nível apenas ligeiramente inferior ao que se registaria sob  $lreer_t^P$  exógena. O ciclo do produto evoluiria de forma bem menos desfavorável na simulação sob  $lreer_t^P$  endógena, face à simulação sob  $lreer_t^P$  exógena: o hiato negativo nos trimestres imediatamente após 1999 seria bem mais transitório e, com a excepção de 2002, o ciclo simulado imitaria muito de perto o ciclo observado. Este último resultado significa que a menor subida da taxa de câmbio real efectiva relativamente à realidade dos factos – constituindo um ganho relativo de competitividade – seria compensado pelos níveis mais elevados da taxa de juro (de novo, face ao que de facto aconteceu) não alterando portanto a evolução da conjuntura.

#### **4. Resumo e comentários conclusivos**

Este artigo pretendeu contribuir para o estudo da adequação da política monetária do BCE a Portugal, no sentido de avaliar se a taxa de juro de curto prazo orientada pelo BCE desde a sua criação terá seguido o caminho que resultaria da prossecução das suas preferências na situação macroeconómica de Portugal.

Primeiro estimou-se as preferências do BCE – a meta para a inflação e os pesos relativos dos objectivos de estabilização do ciclo do PIB real e da variação da taxa de juro – com dados da ZE para 1999:I-2007:II, assumindo que o BCE segue uma política discricionária inter-temporalmente óptima sujeita a uma estrutura da economia descrita por um modelo empírico dinâmico simples do tipo AS-AD. Em seguida, especificou-se para Portugal um modelo dinâmico simples AS-AD de natureza idêntica mas incluindo variáveis reflectindo a natureza pequena e aberta da economia portuguesa e estimou-se simultaneamente esse modelo com a condição de que a política monetária teria sido óptima sob aquela estrutura. Finalmente, simulou-se dinamicamente a política monetária que resultaria desse modelo, por hipótese representativa da política monetária

adequada a Portugal, e comparou-se esse caminho da taxa de juro de curto prazo com o de facto observado. Num refinamento final adaptou-se o modelo de forma a considerar-se a taxa de câmbio real efectiva (aproximada) endógena, expressamente tomando em consideração a conhecida relevância desta taxa, a par da taxa de juro, na formação das condições monetárias de pequenas economias abertas como Portugal.

Em resumo, encontrou-se uma resposta negativa para a pergunta inicialmente formulada. Se o BCE tivesse conduzido a sua política monetária aplicando as suas preferências ao caso específico da economia portuguesa, a taxa de juro de curto prazo teria sido consideravelmente superior durante todo o período da simulação. No cenário, mais realista, com a taxa de câmbio efectiva real modelizada endogenamente, a diferença entre a taxa de juro anual observada e a simulada teria sido de 1.6 pontos percentuais por trimestre em média e teria sido especialmente acentuada a partir de 2003, ano em que ultrapassaria 2 pontos percentuais na generalidade dos trimestres. Nessa fase, os resultados obtidos na diminuição da inflação, induziriam a estabilização da taxa de câmbio efectiva real, o que exigiria um reforço do vigor da política monetária restritiva. Entretanto, neste cenário o ciclo do produto pouco divergiria do caminho que efectivamente percorreu após 2003 e os custos reais da convergência simulada para a inflação seriam ligeiros e apenas incidiriam na segunda metade de 2001 e em 2002.

Os resultados deste artigo foram obtidos sob um conjunto de hipóteses teóricas e de opções econométricas cuja validade pode, como sempre acontece, ser discutida. Em particular, assumiu-se que o BCE conduz a política monetária de forma óptima sujeito a uma estrutura macroeconómica muito parcimoniosa, do tipo de Rudebusch-Svensson. Nessa estrutura, a elasticidade da função oferta agregada não foi estimada com um nível de precisão muito confortável, no agregado da Zona Euro, e apresenta uma estimativa que parece economicamente pequena, no caso de Portugal.

Entretanto, a presente investigação poderia prosseguir vários caminhos de refinamento e extensão.

No que respeita ao modelo, ainda que mantendo a abordagem de modelização empírica dinâmica simples AS-AD aqui seguida, pareceria adequado alargar o modelo incluindo a restrição do equilíbrio externo, tendo em conta que um dos impactos mais acentuados da adesão à UEM sobre a economia portuguesa terá sido uma sucessiva deterioração da dívida externa líquida da Nação. Essa equação permitiria comparar a evolução observada na dívida externa portuguesa desde 1999 com a que resultaria da política simulada, com taxas de juro mais elevadas e um bem menor aumento da taxa de

câmbio efectiva real – ie, uma menor deterioração da competitividade-externa dos produtos nacionais.

Analogamente, poderia o modelo ser enriquecido com a inclusão da política orçamental, conduzida pelo Governo nacional segundo preferências estritamente nacionais e sujeita à restrição orçamental vigente na ZE, com as adequadas adaptações ao caso português.

No que diz respeito a dados, interessaria reavaliar os resultados utilizando dados para o ciclo do produto verdadeiramente disponíveis em tempo real no BCE, aquando das respectivas tomadas de decisão, em alternativa às nossas estimativas de *quase-tempo-real*. Sendo certo que as autoridades monetárias não tomam decisões inferindo a conjuntura a partir duma única variável, a utilização de tal série temporal em tempo real acrescentaria realismo à análise sem prejudicar a parcimónia do modelo.

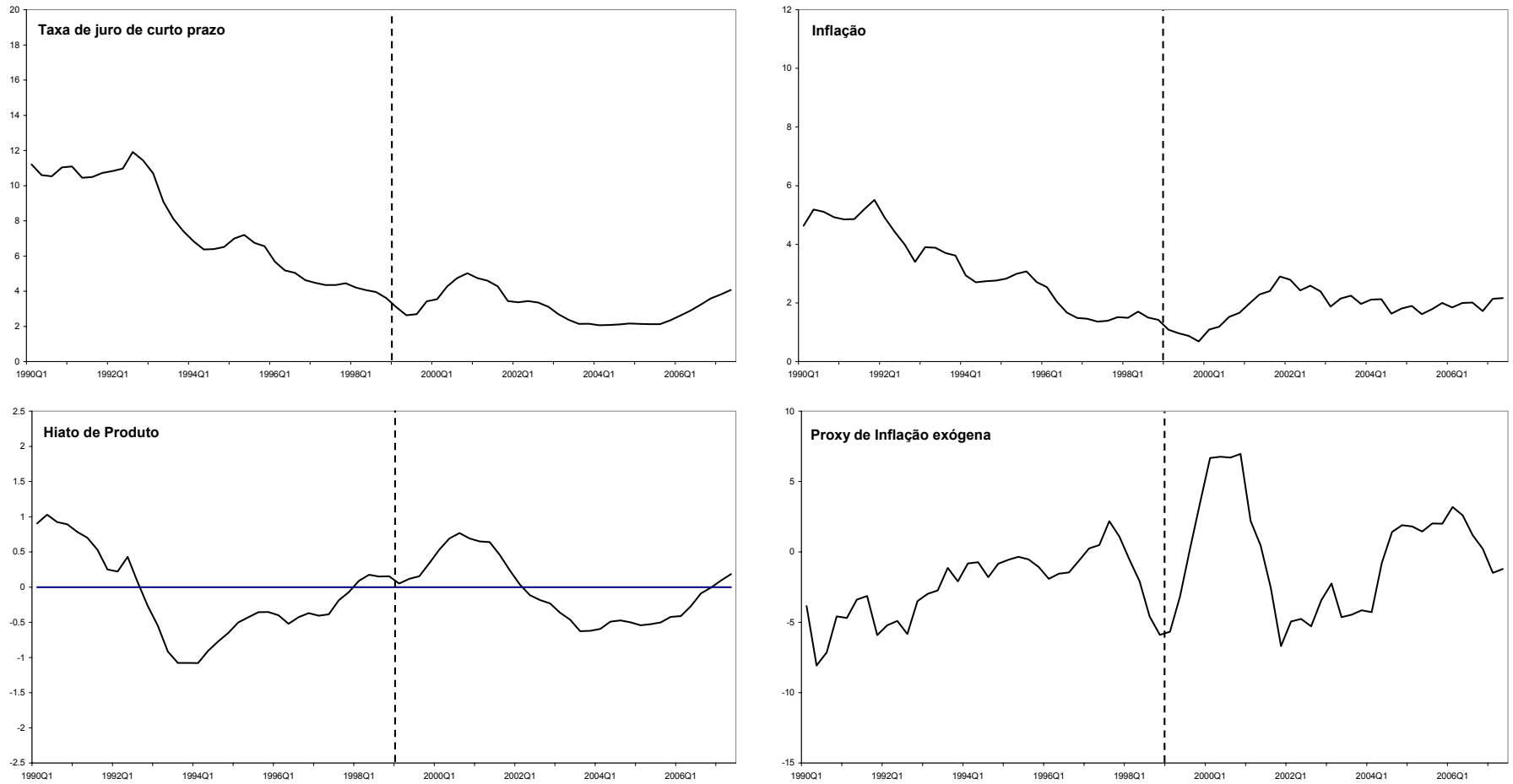
## Referências Bibliográficas

- Aguiar, Álvaro; Martins, Manuel M. F. "The Preferences of the Euro Area Monetary Policy-maker", *Journal of Common Market Studies*, 43 (2) (June 2005), 221-50.
- Aguiar, Álvaro; Manuel M. F. Martins. "Growth Cycles in XXth Century European Industrial Productivity: Unbiased Variance Estimation in a Time-varying Parameter Model", Working Papers da FEP nº 144, Faculdade de Economia da Universidade do Porto (Maio 2004).
- Ball, Laurence. "Policy Rules for Open Economies," In John Taylor (Ed.) *Monetary Policy Rules*, (Chicago, University of Chicago Press, National Bureau of Economic Research Conference Report), 1999.
- Banco Central Europeu. *The Monetary Policy of the ECB*, (Frankfurt: European Central Bank), 2<sup>nd</sup> edition, 2004.
- Banco Central Europeu. "ECB Press Release - A Stability-Oriented Monetary Policy Strategy for the ESCB," disponível em <http://www.ecb.int/>, 13 October 1998.
- Banco de Portugal. *Relatório Anual 2006*, (Lisboa: Banco de Portugal), disponível em [http://www.bportugal.pt/publish/relatorio/rel\\_06\\_p.pdf](http://www.bportugal.pt/publish/relatorio/rel_06_p.pdf), 2007a.
- Banco de Portugal. *Séries trimestrais para a economia portuguesa - actualização 1977-2006*, disponíveis em [http://www.bportugal.pt/publish/bolecon/docs/series\\_trim\\_77-06\\_p.xls](http://www.bportugal.pt/publish/bolecon/docs/series_trim_77-06_p.xls), 2007b.
- Banco de Portugal. *Estatísticas Monetárias e Financeiras, B.10 Mercado monetário interbancário, B.10.1 Mercado monetário interbancário - Taxas de juro e montantes*, disponíveis em <http://www.bportugal.pt/> (accedidas em Setembro 2007), 2007c.
- Fagan, Gabriel; Jerome Henry; Ricardo Mestre. "An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area," European Central Bank Working Paper no. 42 (January 2001).
- Favero, Carlo A., and Ricardo Rovelli. "Macroeconomic Stability and the Preferences of the FED. A Formal Analysis, 1961-98," *Journal of Money, Credit and Banking*, 35 (4) (August 2003), 545-556.
- Fundo Monetário Internacional. *International Financial Statistics – country tables, Portugal*, (Index 182..RECZF..., Real Effective Exchange Rate Based on relative

- Consumer Prices; 182..NECZF..., Nominal Effective Exchange Rate) disponível em <http://www.imfstatistics.org/imf/>, Setembro 2007.
- Harvey, Andrew. *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge: Cambridge University Press, 1989.
- Iakova, Dora. "Flattening of the Phillips Curve: Implications for Monetary Policy", International Monetary Fund Working Paper no. 76 (April 2007).
- Instituto Nacional de Estatística. *Boletim Mensal de Estatística – Julho de 2007*, disponível (a partir de 24 de Setembro de 2007) em [http://www.ine.pt/portal/page/portal/PORTAL\\_INE/Publicacoes?PUBLICACOESpub\\_boui=7416218&PUBLICACOESmodo=2](http://www.ine.pt/portal/page/portal/PORTAL_INE/Publicacoes?PUBLICACOESpub_boui=7416218&PUBLICACOESmodo=2), 2007.
- Orphanides, Athanasios, and Simon van Norden. "The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time," *Review of Economics and Statistics*, 84 (4), (November 2002), 569-83.
- Roberts, John M. "Monetary Policy and Inflation Dynamics", *International Journal of Central Banking*, 2 (3), (September 2006).
- Rudebusch, Glenn and Lars Svensson. "Policy Rules for Inflation Targeting," (pp. 203-246) In John Taylor (Ed.) *Monetary Policy Rules*. Chicago, University of Chicago Press, National Bureau of Economic Research Conference Report, 1999.
- Stock, James; Mark Watson. "Median Unbiased Estimation of a Coefficient Variance in a Time-Varying Parameter Model," *Journal of the American Statistical Association* 93 (441), (March 1998), 349-358.

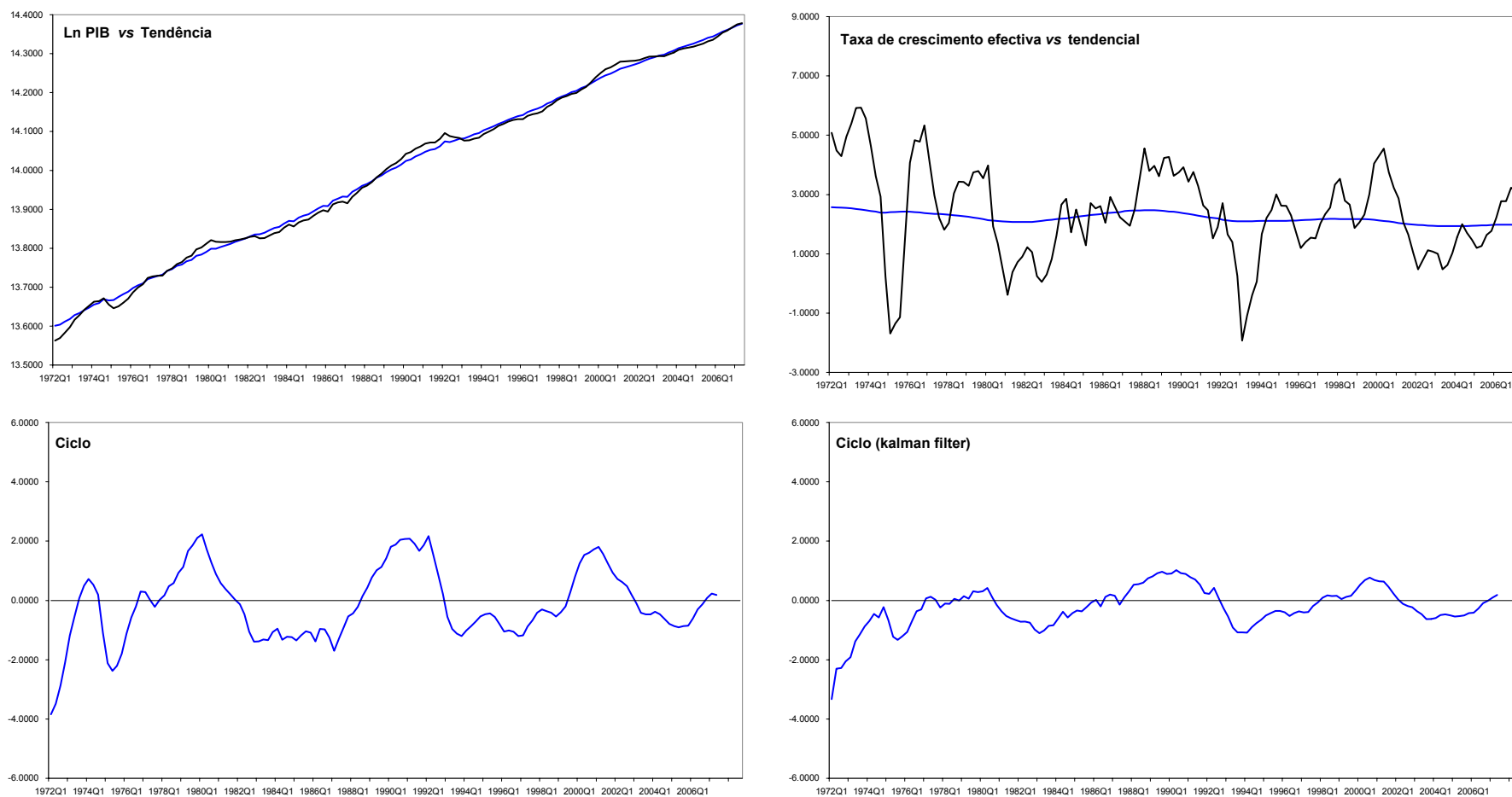


**Figura 1. Dados Zona Euro 1990:I-2007:II**



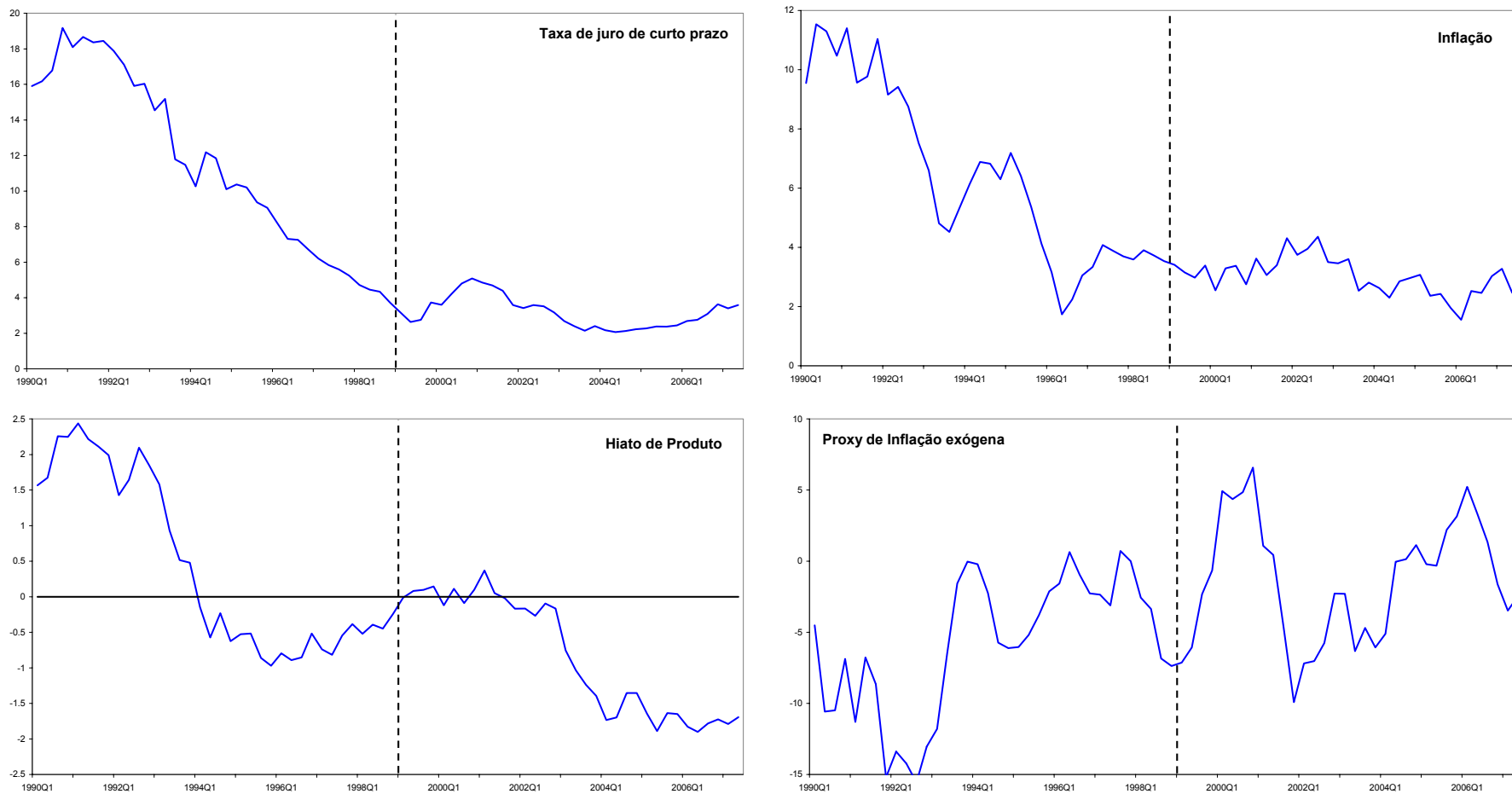
Nota: Cálculos do autor a partir dos dados referidos no texto.

**Figura 2. Decomposição tendência-ciclo do PIB real Zona Euro 1972:I-2007:II**



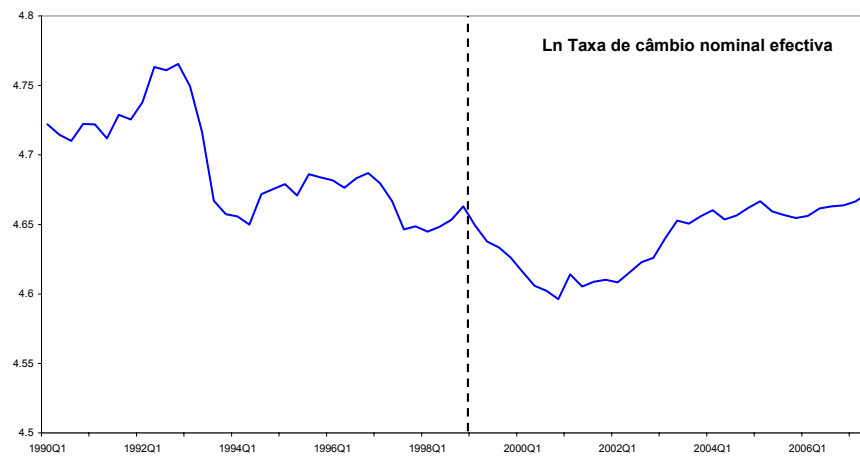
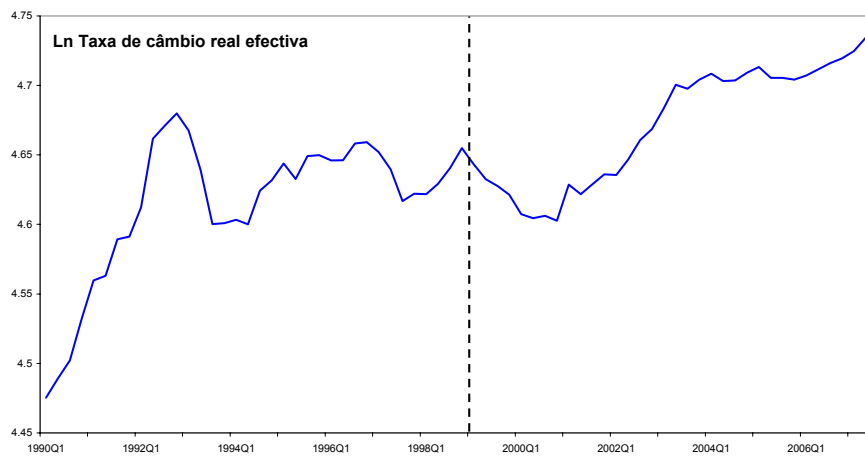
Nota: Cálculos do autor com o método sugerido por Stock e Watson (1998), tal como descrito em Aguiar e Martins (2004), a partir da série trimestral do PIB real 1970:I-2007:II de Zona Euro. Excepto quando assinalado, as componentes não observáveis representadas foram calculadas com o kalman smoother.

**Figura 3. Dados Portugal 1990:I-2007:II**



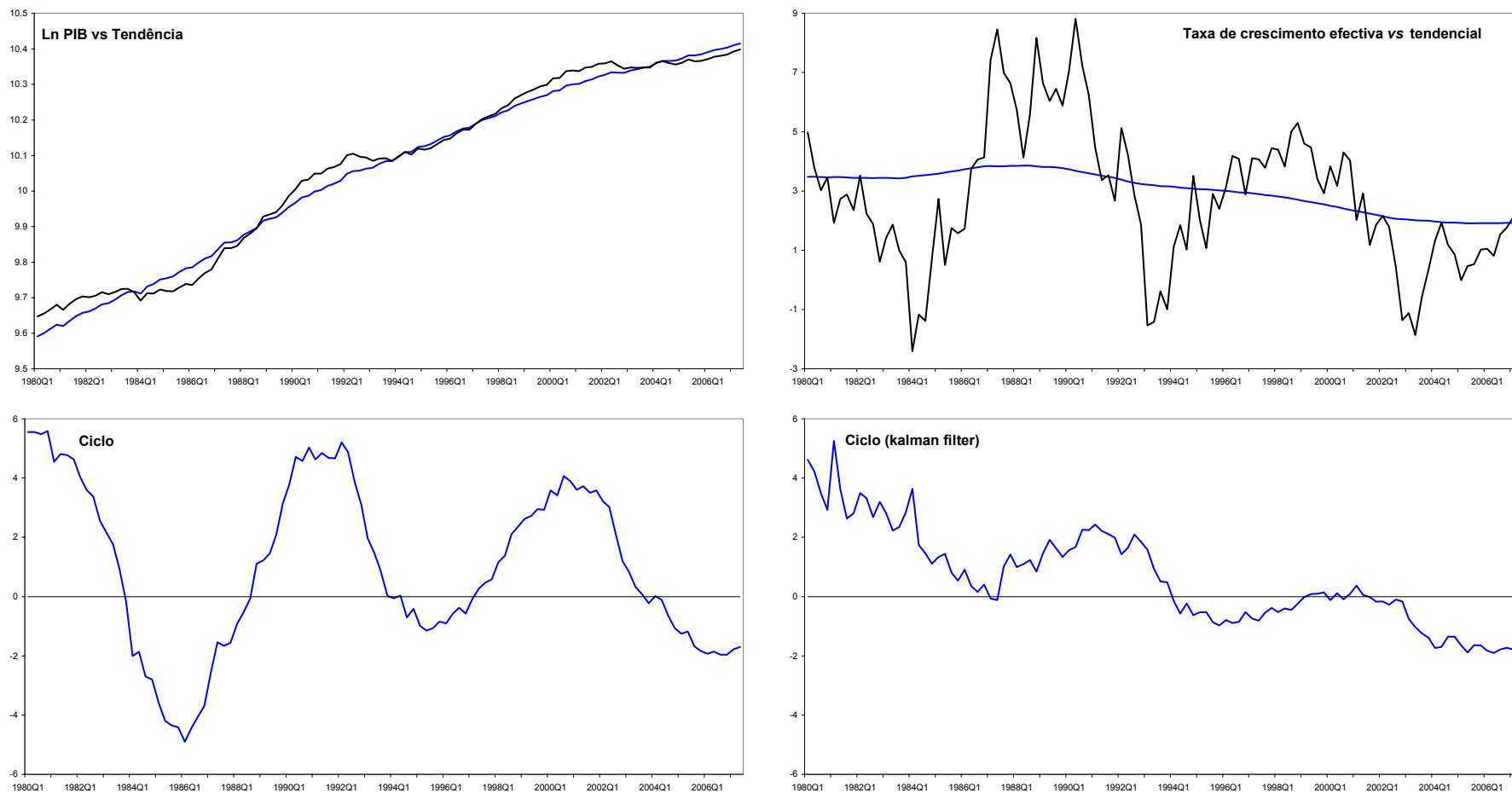
Nota: Cálculos do autor a partir dos dados referidos no texto.

**Figura 3. Dados Portugal 1990:I-2007:II (cont.)**



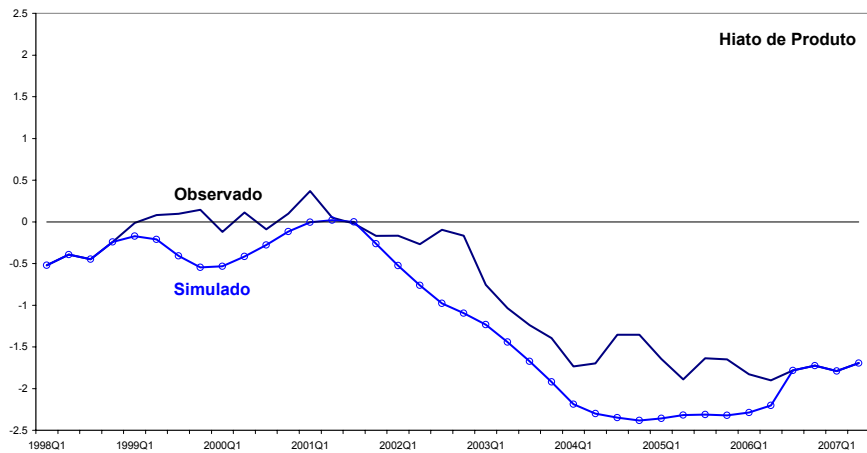
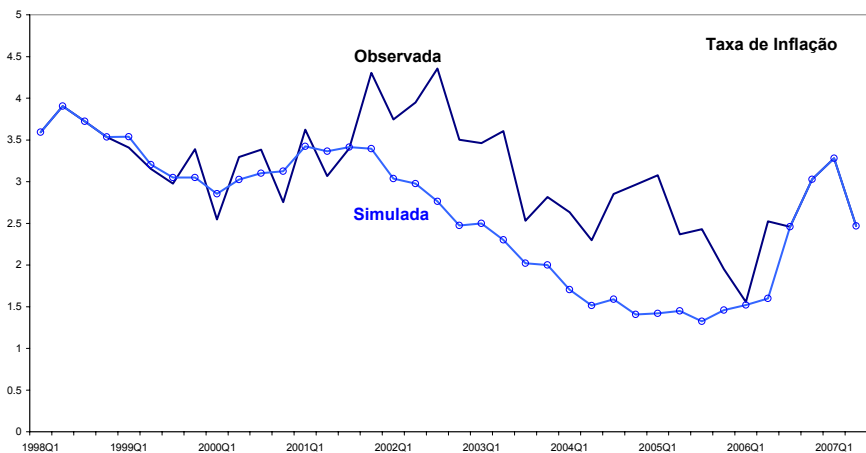
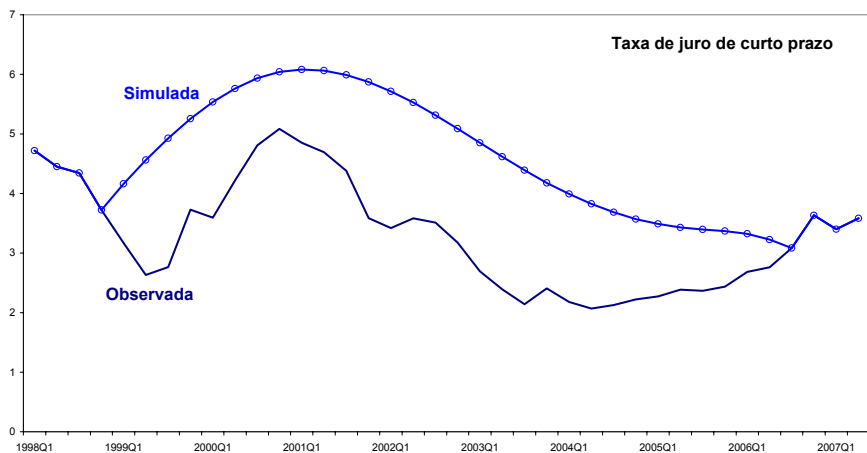
Nota: Cálculos dos autor a partir dos dados referidos no texto.

**Figura 4. Decomposição tendência-ciclo do PIB real Portugal 1980:I-2007:II**



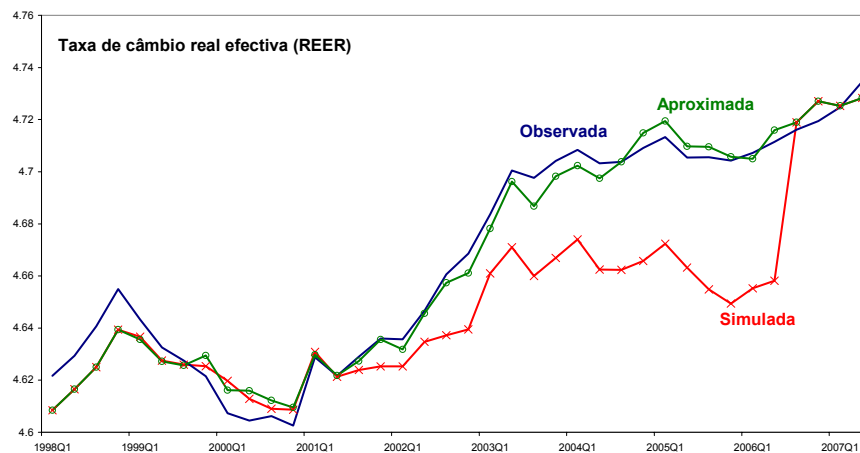
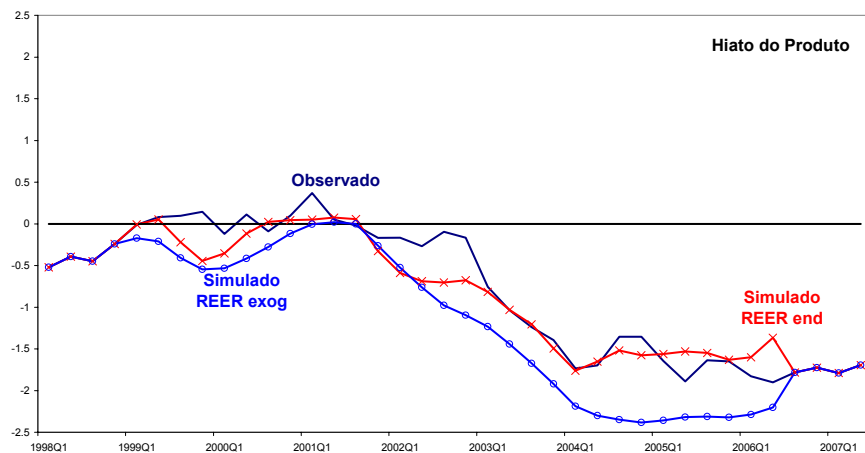
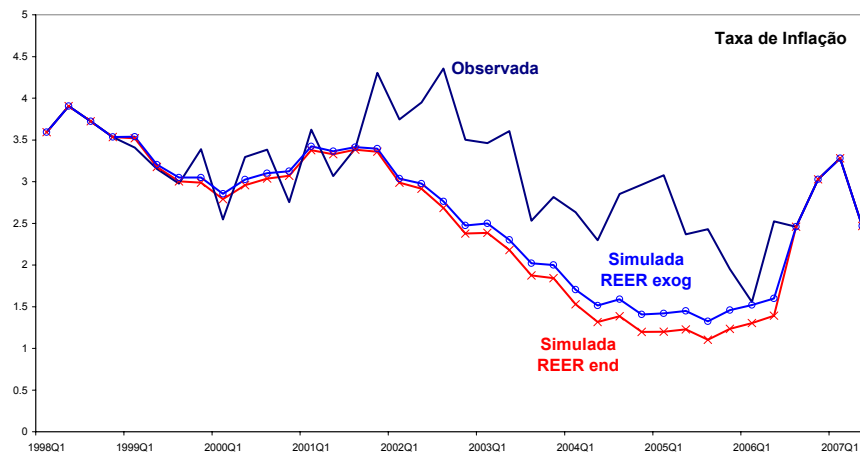
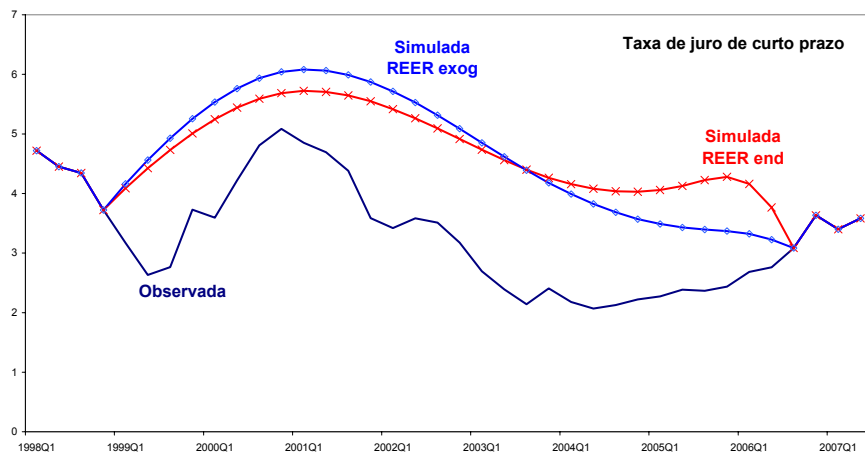
Notas: Cálculos do autor com o método sugerido por Stock e Watson (1998), tal como descrito em Aguiar e Martins (2004) a partir da série trimestral do PIB real 1978:I-2007:II de Portugal. Excepto quando assinalado, as componentes não observáveis representadas foram calculadas com o kalman smoother.

**Figura 5. Simulação Taxa de juro, Inflação e Ciclo Portugal 1999:I-2007:II sob Função-Objectivo do BCE**



Notas: Cálculos do autor, simulando dinamicamente o modelo composto pelas equações (6) e (8), utilizando as estimativas do quadro 2.

**Figura 6. Simulação Taxa de juro, Inflação, Ciclo e REER Portugal 1999:I-2007:II sob Função-Objectivo do BCE**



Notas: Cálculos do autor, simulando dinamicamente o modelo composto pelas equações (8) e (9), utilizando as estimativas e parâmetros calibrados do quadro 3.

**Quadro 1. Estrutura macroeconómica  
e Função-objectivo do Banco Central Europeu  
Zona Euro 1999:I-2007:II**

	<i>Flexible Inflation Targeting with Interest Rate Smoothing</i>		<i>Strict Inflation Targeting with Interest Rate Smoothing</i>	
	Estimativas	Significância	Estimativas	Significância
<b>AD</b>				
$C_1$	0.0686	0.019	0.0684	0.015
$C_2$	1.9837	0.000	1.9788	0.000
$C_3$	-0.9273	0.000	-0.9238	0.000
$C_4$	-0.0472	0.024	-0.0466	0.021
$\sigma(\varepsilon^d)$	0.0848		0.0846	
<b>AS</b>				
$C_5$	0.7980	0.000	0.8013	0.000
$C_6$	0.0186	0.846	0.0202	0.831
$C_7$	0.6903	0.000	0.6835	0.000
$C_8$	0.0281	0.111	0.0282	0.088
$C_9$	0.0342	0.000	0.0342	0.000
$\sigma(\varepsilon^s)$	0.2000		0.2000	
<b>Banco Central</b>				
$\pi^*$	2.0274	0.000	2.0305	0.000
$\lambda$	0.0017	0.618	--	--
$\mu$	0.0097	0.021	0.0098	0.014
$\sigma(\varepsilon^p)$	0.0048		0.0047	
<b>Estatística J</b>	<b>25.0427</b>	<b>0.403</b>	<b>25.5194</b>	<b>0.434</b>

Notas: Factor de desconto:  $\delta = 0.975$ .

Solução de optimização: controlo óptimo.

Estimação: Método Generalizado dos Momentos (GMM) de dois passos (iteração de coeficientes após uma actualização da matriz de pesos de ponderação dos momentos).

Matriz de variâncias e co-variâncias: corrigida de heteroscedasticidade e de auto-correlação (HAC) – pre-whitening com VAR(1), Bartlett kernel, Andrews bandwidth.

Significância: probabilidade de erro na rejeição da hipótese nula do coeficiente ser igual a zero.

$\varepsilon^p$ : resíduos da equação de Euler.

Estatística J: teste das restrições de sobre-identificação.

Instrumentos: constante,  $\Delta\pi_{t-i}$ ,  $x_{t-i}$ ,  $i_{t-i}$ ,  $Im\pi_{t-i}$ ,  $i=2, 3, 4$ .



**Quadro 2. Estrutura macroeconómica  
e Função-objectivo do Banco Central Europeu  
Portugal 1999:I-2007:II**

***Strict Inflation Targeting  
with Interest Rate Smoothing***

	Estimativas	Significância
<b>AD</b>		
<b>C<sub>1</sub></b>	29.9768	0.000
<b>C<sub>2</sub></b>	1.0724	0.000
<b>C<sub>3</sub></b>	-0.4548	0.000
<b>C<sub>4</sub></b>	-0.0881	0.003
<b>C<sub>10</sub></b>	-6.4916	0.000
<b>C<sub>11</sub></b>	0.2405	0.007
<b><math>\sigma(\varepsilon^d)</math></b>	0.1954	
<b>AS</b>		
<b>C<sub>5</sub></b>	0.5550	0.000
<b>C<sub>6</sub></b>	0.4221	0.831
<b>C<sub>7</sub></b>	0.5482	0.000
<b>C<sub>8</sub></b>	0.0014	0.018
<b>C<sub>9</sub></b>	0.0338	0.000
<b><math>\sigma(\varepsilon^s)</math></b>	0.4318	
<b>Banco Central</b>		
<b><math>\pi^*</math></b>	2.0305	---
<b><math>\lambda</math></b>	---	---
<b><math>\mu</math></b>	0.0098	---
<b><math>\sigma(\varepsilon^p)</math></b>	0.0044	
<b>Estatística J</b>	31.4465	0.175

Notas: Factor de desconto:  $\delta = 0.975$ .

Solução de optimização: controlo óptimo.

Estimação: Método Generalizado dos Momentos (GMM) de dois passos (iteração de coeficientes após uma actualização da matriz de pesos de ponderação dos momentos).

Matriz de variâncias e co-variâncias: corrigida de heteroscedasticidade e de auto-correlação (HAC) – pre-whitening com VAR(1), Bartlett kernel, Andrews bandwidth.

Significância: probabilidade de erro na rejeição da hipótese nula do coeficiente ser igual a zero.

$\varepsilon^p$ : resíduos da equação de Euler.

Estatística J: teste das restrições de sobre-identificação.

Instrumentos: constante,  $\Delta\pi_{t-i}$ ,  $x_{t-i}$ ,  $i_{t-i}$ ,  $Im\pi_{t-i}$ ,  $lreer_{t-i}$   $i=2, 3, 4$ .

**Quadro 3. Estrutura macroeconómica com REER endógena  
e Função-objectivo do Banco Central Europeu  
Portugal 1999:I-2007:II**

<b><i>Strict Inflation Targeting with Interest Rate Smoothing</i></b>		
	Estimativas	Significância
<b>AD</b>		
<b>C<sub>1</sub></b>	54.6614	0.000
<b>C<sub>2</sub></b>	0.8232	0.000
<b>C<sub>3</sub></b>	-0.5194	0.000
<b>C<sub>4</sub></b>	-0.1126	0.000
<b>C<sub>10</sub></b>	-11.83877	0.000
<b>C<sub>11</sub></b>	0.4011	0.000
<b><math>\sigma(\varepsilon^d)</math></b>	0.1747	
<b>AS</b>		
<b>C<sub>5</sub></b>	0.5805	0.000
<b>C<sub>6</sub></b>	0.4113	0.000
<b>C<sub>7</sub></b>	0.5386	0.000
<b>C<sub>8</sub></b>	0.0012	0.010
<b>C<sub>9</sub></b>	0.0357	0.000
<b><math>\sigma(\varepsilon^s)</math></b>	0.4318	
<b>Banco Central</b>		
<b><math>\pi^*</math></b>	2.0305	---
<b><math>\lambda</math></b>	---	---
<b><math>\mu</math></b>	0.0098	---
<b><math>\sigma(\varepsilon^p)</math></b>	0.0044	
<b>Estatística J</b>	32.2991	0.150

Notas: Factor de desconto:  $\delta = 0.975$ .

Solução de optimização: controlo óptimo.

Estimação: Método Generalizado dos Momentos (GMM) de dois passos (iteração de coeficientes após uma actualização da matriz de pesos de ponderação dos momentos).

Matriz de variâncias e co-variâncias: corrigida de heteroscedasticidade e de auto-correlação (HAC) – pre-whitening com VAR(1), Bartlett kernel, Andrews bandwidth.

Significância: probabilidade de erro na rejeição da hipótese nula do coeficiente ser igual a zero.

$\varepsilon^p$ : resíduos da equação de Euler.

Estatística J: teste das restrições de sobre-identificação.

Instrumentos: constante,  $\Delta\pi_{t-i}$ ,  $x_{t-i}$ ,  $i_{t-i}$ ,  $Im\pi_{t-i}$ ,  $lreer_{t-i}$   $i=2, 3, 4$ .

## Recent FEP Working Papers

Nº 251	Argentino Pessoa, <a href="#"><i>"FDI and Host Country Productivity: A Review"</i></a> , October 2007
Nº 250	Jorge M. S. Valente, <a href="#"><i>"Beam search heuristics for the single machine scheduling problem with linear earliness and quadratic tardiness costs"</i></a> , October 2007
Nº 249	T. Andrade, G. Faria, V. Leite, F. Verona, M. Viegas, O. Afonso and P.B. Vasconcelos, <a href="#"><i>"Numerical solution of linear models in economics: The SP-DG model revisited"</i></a> , October 2007
Nº 248	Mário Alexandre P. M. Silva, <a href="#"><i>"Aghion And Howitt's Basic Schumpeterian Model Of Growth Through Creative Destruction: A Geometric Interpretation"</i></a> , October 2007
Nº 247	Octávio Figueiredo, Paulo Guimarães and Douglas Woodward, <a href="#"><i>"Localization Economies and Establishment Scale: A Dartboard Approach"</i></a> , September 2007
Nº 246	Dalila B. M. M. Fontes, Luís Camões and Fernando A. C. C. Fontes, <a href="#"><i>"Real Options using Markov Chains: an application to Production Capacity Decisions"</i></a> , July 2007
Nº 245	Fernando A. C. C. Fontes and Dalila B. M. M. Fontes, <a href="#"><i>"Optimal investment timing using Markov jump price processes"</i></a> , July 2007
Nº 244	Rui Henrique Alves and Óscar Afonso, <a href="#"><i>"Fiscal Federalism in the European Union: How Far Are We?"</i></a> , July 2007
Nº 243	Dalila B. M. M. Fontes, <a href="#"><i>"Computational results for Constrained Minimum Spanning Trees in Flow Networks"</i></a> , June 2007
Nº 242	Álvaro Aguiar and Inês Drumond, <a href="#"><i>"Business Cycle and Bank Capital: Monetary Policy Transmission under the Basel Accords"</i></a> , June 2007
Nº 241	Sandra T. Silva, Jorge M. S. Valente and Aurora A. C. Teixeira, <a href="#"><i>"An evolutionary model of industry dynamics and firms' institutional behavior with job search, bargaining and matching"</i></a> , April 2007
Nº 240	António Miguel Martins and Ana Paula Serra, <a href="#"><i>"Market Impact of International Sporting and Cultural Events"</i></a> , April 2007
Nº 239	Patrícia Teixeira Lopes and Lúcia Lima Rodrigues, <a href="#"><i>"Accounting for financial instruments: A comparison of European companies' practices with IAS 32 and IAS 39"</i></a> , March 2007
Nº 238	Jorge M. S. Valente, <a href="#"><i>"An exact approach for single machine scheduling with quadratic earliness and tardiness penalties"</i></a> , February 2007
Nº 237	Álvaro Aguiar and Ana Paula Ribeiro, <a href="#"><i>"Monetary Policy and the Political Support for a Labor Market Reform"</i></a> , February 2007
Nº 236	Jorge M. S. Valente and Rui A. F. S. Alves, <a href="#"><i>"Heuristics for the single machine scheduling problem with quadratic earliness and tardiness penalties"</i></a> , February 2007
Nº 235	Manuela Magalhães and Ana Paula Africano, <a href="#"><i>"A Panel Analysis of the FDI Impact on International Trade"</i></a> , January 2007
Nº 234	Jorge M. S. Valente, <a href="#"><i>"Heuristics for the single machine scheduling problem with early and quadratic tardy penalties"</i></a> , December 2006
Nº 233	Pedro Cosme Vieira and Aurora A. C. Teixeira, <a href="#"><i>"Are Finance, Management, and Marketing Autonomous Fields of Scientific Research? An Analysis Based on Journal Citations"</i></a> , December 2006
Nº 232	Ester Gomes da Silva and Aurora A. C. Teixeira, <a href="#"><i>"Surveying structural change: seminal contributions and a bibliometric account"</i></a> , November 2006
Nº 231	Carlos Alves and Cristina Barbot, <a href="#"><i>"Do low cost carriers have different corporate governance models?"</i></a> , November 2006
Nº 230	Ana Paula Delgado and Isabel Maria Godinho, <a href="#"><i>"Long term evolution of the size distribution of Portuguese cities"</i></a> , September 2006
Nº 229	Sandra Tavares Silva and Aurora A. C. Teixeira, <a href="#"><i>"On the divergence of evolutionary research paths in the past fifty years: a comprehensive bibliometric account"</i></a> , September 2006
Nº 228	Argentino Pessoa, <a href="#"><i>"Public-Private Sector Partnerships in Developing Countries:</i></a>

	<a href="#"><i>Prospects and Drawbacks</i></a> , September 2006
Nº 227	Sandra Tavares Silva and Aurora A. C. Teixeira, " <a href="#"><i>An evolutionary model of firms' institutional behavior focusing on labor decisions</i></a> ", August 2006
Nº 226	Aurora A. C. Teixeira and Natércia Fortuna, " <a href="#"><i>Human capital, trade and long-run productivity. Testing the technological absorption hypothesis for the Portuguese economy, 1960-2001</i></a> ", August 2006
Nº 225	Catarina Monteiro and Aurora A. C. Teixeira, " <a href="#"><i>Local sustainable mobility management. Are Portuguese municipalities aware?</i></a> ", August 2006
Nº 224	Filipe J. Sousa and Luís M. de Castro, " <a href="#"><i>Of the significance of business relationships</i></a> ", July 2006
Nº 223	Pedro Cosme da Costa Vieira, " <a href="#"><i>Nuclear high-radioactive residues: a new economic solution based on the emergence of a global competitive market</i></a> ", July 2006
Nº 222	Paulo Santos, Aurora A. C. Teixeira and Ana Oliveira-Brochado, " <a href="#"><i>The 'de-territorialisation of closeness' - a typology of international successful R&amp;D projects involving cultural and geographic proximity</i></a> ", July 2006
Nº 221	Manuel M. F. Martins, " <a href="#"><i>Dilemas macroeconómicos e política monetária: o caso da Zona Euro</i></a> ", July 2006
Nº 220	Ana Oliveira-Brochado and F. Vitorino Martins, " <a href="#"><i>Examining the segment retention problem for the "Group Satellite" case</i></a> ", July 2006
Nº 219	Óscar Afonso Rui and Henrique Alves, " <a href="#"><i>To Deficit or Not to Deficit?: Should European Fiscal Rules Differ Among Countries?</i></a> ", July 2006
Nº 218	Rui Henrique Alves and Óscar Afonso, " <a href="#"><i>The "New" Stability and Growth Pact: More Flexible, Less Stupid?</i></a> ", July 2006
Nº 217	J Maciej Cieślukowski and Rui Henrique Alves, " <a href="#"><i>Financial Autonomy of the European Union after Enlargement</i></a> ", July 2006
Nº 216	Joao Correia-da-Silva and Carlos Hervés-Beloso, " <a href="#"><i>Prudent Expectations Equilibrium in Economies with Uncertain Delivery</i></a> ", June 2006
Nº 215	Maria Rosário Moreira and Rui Alves, " <a href="#"><i>How far from Just-in-time are Portuguese firms? A survey of its progress and perception</i></a> ", June 2006
Nº 214	Maria Fátima Rocha and Aurora A.C. Teixeira, " <a href="#"><i>A cross-country evaluation of cheating in academia: is it related to 'real world' business ethics?</i></a> ", June 2006
Nº 213	Maria Rosário Moreira and Rui Alves, " <a href="#"><i>Does Order Negotiation Improve The Job-Shop Workload Control?</i></a> ", June 2006
Nº 212	Pedro Cosme da Costa Vieira and Aurora A. C. Teixeira, " <a href="#"><i>Human capital and corruption: a microeconomic model of the bribes market with democratic contestability</i></a> ", May 2006
Nº 211	Ana Teresa Tavares and Aurora A. C. Teixeira, " <a href="#"><i>Is human capital a significant determinant of Portugal's FDI attractiveness?</i></a> ", May 2006

Editor: Sandra Silva ([sandras@fep.up.pt](mailto:sandras@fep.up.pt))

Download available at:

<http://www.fep.up.pt/investigacao/workingpapers/workingpapers.htm>

also in <http://ideas.repec.org/PaperSeries.html>

---

[www.fep.up.pt](http://www.fep.up.pt)

**FACULDADE DE ECONOMIA DA UNIVERSIDADE DO PORTO**

Rua Dr. Roberto Frias, 4200-464 Porto | Tel. 225 571 100

Tel. 225571100 | [www.fep.up.pt](http://www.fep.up.pt)