

BOLETIM  
ECONÓMICO



Verão 2013



*Banco de Portugal*  
EUROSISTEMA



# BOLETIM ECONÓMICO

VERÃO | 2013

Volume 19, Número 2

*Disponível em*  
*[www.bportugal.pt](http://www.bportugal.pt)*  
Publicações



*Banco de Portugal*  
EUROSISTEMA

**BANCO DE PORTUGAL**

Av. Almirante Reis, 71

1150-012 Lisboa

[www.bportugal.pt](http://www.bportugal.pt)

***Edição***

Departamento de Estudos Económicos

***Design, impressão e distribuição***

Departamento de Serviços de Apoio

Área de Documentação, Edições e Museu

Serviço de Edições e Publicações

Lisboa, 2013

***Tiragem***

200 exemplares

ISSN 0872-9794 (impresso)

ISSN 2182-0368 (*on line*)

Depósito Legal n.º 241772/06

# ÍNDICE



## I TEXTOS DE POLÍTICA E SITUAÇÃO ECONÓMICA

- 7 PROJEÇÕES PARA A ECONOMIA PORTUGUESA: 2013-2014
- 21 *Caixa 1.1: Formulação de expectativas sobre taxas de juro usando derivados financeiros*
- 25 *Caixa 1.2: A dinâmica recente da inflação em Portugal: uma análise desagregada da evolução de preços*
- 29 *Caixa 1.3: Consensus e reforma institucional*
  
- 31 TEMA EM DESTAQUE  
Contratação, rotação e criação de emprego

## II ARTIGOS

- 39 Choques do preço do petróleo e os seus efeitos sobre a atividade económica e preços: uma aplicação para Portugal  
*Francisco Craveiro Dias*
- 49 Previsão de curto prazo das receitas dos impostos indiretos: uma aplicação para Portugal  
*Paulo Soares Esteves, Cláudia Rodrigues Braz*
- 69 O ciclo mundial de exportações de turismo  
*Pedro M.D.C.B. Gouveia, Raúl Filipe C. Guerreiro, Paulo M.M. Rodrigues*
- 93 Previsão de retornos agregados utilizando *valuation ratios*, *out-of-sample*  
*Ana Sequeira*

## III SÉRIES

- 107 Séries trimestrais para a economia portuguesa: 1977-2012
- 109 Séries anuais do património dos particulares: 1980-2012



# TEXTOS DE POLÍTICA E SITUAÇÃO ECONÓMICA



PROJEÇÕES PARA A ECONOMIA PORTUGUESA: 2013-2014

CAIXA 1.1: FORMULAÇÃO DE EXPETATIVAS SOBRE TAXAS DE  
JURO USANDO DERIVADOS FINANCEIROS

CAIXA 1.2: A DINÂMICA RECENTE DA INFLAÇÃO EM  
PORTUGAL: UMA ANÁLISE DESAGREGADA DA EVOLUÇÃO DE  
PREÇOS

CAIXA1.3: *CONSENSUS* E REFORMA INSTITUCIONAL

TEMA EM DESTAQUE:  
CONTRATAÇÃO, ROTAÇÃO E CRIAÇÃO DE EMPREGO





# PROJEÇÕES PARA A ECONOMIA PORTUGUESA: 2013-2014<sup>1</sup>

## 1. Introdução

As projeções para a economia portuguesa publicadas neste Boletim encontram-se rodeadas de uma incerteza particularmente elevada, associada aos recentes desenvolvimentos internos, que se adiciona às exigências da indispensável implementação do programa de ajustamento económico e financeiro. O enquadramento externo da economia portuguesa será marcado pela continuação de uma recessão moderada na área do euro em 2013, esperando-se uma recuperação gradual a partir da segunda metade do ano. Maiores progressos ao nível da regularização das condições monetárias e financeiras na área do euro, bem como na arquitetura institucional europeia, tenderão a robustecer o enquadramento externo da economia portuguesa no horizonte de projeção.

As atuais projeções apontam para uma queda mais moderada da atividade económica em 2013, comparativamente a 2012, seguida de um ligeiro aumento em 2014 (Quadro 1.1). O Produto Interno Bruto (PIB) deverá registar uma redução de 2.0 por cento em 2013 (-3.2 por cento em 2012), refletindo uma forte queda da procura interna e um aumento significativo das exportações. Para 2014 antecipa-se um aumento do PIB de 0.3 por cento, num contexto de forte redução da despesa pública, abrandamento do ritmo de queda da procura interna privada e manutenção de um crescimento robusto das exportações. As pressões inflacionistas, tanto internas como externas, deverão manter-se reduzidas ao longo do horizonte de projeção, traduzindo-se num crescimento dos preços no consumidor inferior a 1 por cento.

A projeção para a economia portuguesa continua a ser marcada pela continuação do processo de correção dos desequilíbrios macroeconómicos. Em particular, a projeção é consistente com a redução do grau de endividamento do setor privado e com a continuação do processo de desalavancagem gradual e ordenado

Quadro 1.1

PROJEÇÕES DO BANCO DE PORTUGAL: 2013-2014   TAXA DE VARIAÇÃO ANUAL, EM PORCENTAGEM							
	Pesos 2012	BE Verão 2013			BE Primavera 2013		
		2012	2013 <sup>(p)</sup>	2014 <sup>(p)</sup>	2012 <sup>(p)</sup>	2013 <sup>(p)</sup>	2014 <sup>(p)</sup>
Produto Interno Bruto	100.0	-3.2	-2.0	0.3	-3.2	-2.3	1.1
Consumo privado	66.3	-5.6	-3.4	-1.4	-5.6	-3.8	-0.4
Consumo público	18.3	-4.4	-2.1	-3.2	-4.4	-2.4	1.5
Formação bruta de capital fixo	15.8	-14.5	-8.9	1.1	-14.5	-7.1	1.9
Procura interna	100.6	-6.7	-4.4	-1.2	-6.8	-4.2	0.4
Exportações	38.8	3.2	4.7	5.5	3.3	2.2	4.3
Importações	39.3	-6.7	-1.7	2.1	-6.9	-2.9	2.7
Contributo para o crescimento do PIB (em p.p.)							
Exportações líquidas		3.8	2.4	1.4	3.9	1.9	0.7
Procura interna		-7.0	-4.4	-1.1	-7.0	-4.2	0.4
da qual: Variação de existências		0.2	-0.3	0.2	0.2	-0.1	0.1
Balança corrente e de capital (% PIB)		0.8	4.5	6.4	0.8	3.6	4.8
Balança de bens e serviços (% PIB)		0.1	3.0	4.9	0.1	2.8	3.8
Índice harmonizado de preços no consumidor		2.8	0.4	0.8	2.8	0.7	1.0

Fontes: INE e Banco de Portugal.

Notas: (p) - projetado. Para cada agregado apresenta-se a projeção correspondente ao valor mais provável condicional ao conjunto de hipóteses consideradas.

1 A projeção para a evolução da economia portuguesa considera a informação disponível até final de junho de 2013.

do setor bancário. A evolução esperada da procura agregada implica o reforço ao longo do horizonte de projeção da capacidade de financiamento da economia portuguesa face ao resto do mundo, após um período prolongado de défices externos elevados. Esta evolução é fundamental para consolidar o regresso da posição de investimento internacional a uma trajetória sustentável, assegurando condições de solvabilidade intertemporal da dívida externa e promovendo, por esta via, uma gradual normalização das condições de financiamento da economia portuguesa ao longo do horizonte de projeção.

Num contexto de elevada incerteza, os riscos em torno da projeção para a atividade económica são equilibrados para 2013 e descendentes para 2014. Estes riscos decorrem tanto da possibilidade das medidas orçamentais anunciadas induzirem uma maior contração do consumo privado do que a projetada, como da eventualidade de uma evolução menos favorável das exportações. Os riscos para a inflação são ligeiramente descendentes, traduzindo a possibilidade das margens de lucro apresentarem um crescimento inferior ao previsto, no contexto de uma procura interna deprimida.

A atual projeção para o crescimento do PIB em 2013 representa uma revisão em alta de 0.3 p.p. face à publicada no Boletim Económico da primavera, refletindo, em particular, uma evolução mais favorável das exportações, a qual mais do que compensa a ligeira revisão em baixa da procura interna, explicada por uma evolução mais negativa do investimento. Por sua vez, a projeção para 2014 foi revista 0.8 p.p. em baixa, traduzindo, no essencial, o impacto da incorporação de medidas de consolidação orçamental entretanto conhecidas com maior detalhe; este impacto é mitigado por um aumento mais expressivo das exportações, assim como por uma menor desacumulação de existências ao longo do horizonte de projeção. A projeção para a inflação foi revista em baixa 0.3 p.p. e 0.2 p.p. em 2013 e 2014, respetivamente, traduzindo essencialmente um menor crescimento dos custos unitários do trabalho no setor privado e do deflator das importações em 2013.

Refira-se que as projeções apresentadas neste Boletim Económico estão globalmente em linha com as projeções mais recentes do FMI e da Comissão Europeia (Quadro 1.2).

## 2. Informação recente e hipóteses de enquadramento

As projeções incorporam as Contas Nacionais Trimestrais e as Contas Trimestrais por setor institucional do INE para o primeiro trimestre de 2013 e os indicadores de conjuntura económica já disponíveis no final de junho.

**Quadro 1.2**

COMPARAÇÃO INTERNACIONAL DAS PROJEÇÕES PARA A ECONOMIA PORTUGUESA					
	Data de divulgação	2013		2014	
		PIB	IHPC	PIB	IHPC
Banco de Portugal	Julho de 2013	-2.0	0.4	0.3	0.8
FMI	Junho de 2013	-2.3	0.7	0.6	1.0
CE	Mai de 2013	-2.3	0.7	0.6	1.0
OCDE	Mai de 2013	-2.7	0.0	0.2	0.2

**Fontes:** Comissão Europeia (CE), Fundo Monetário Internacional (FMI), Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OCDE) e Banco de Portugal.

**Notas:** FMI: Relatório da 7ª avaliação do PAEF. CE: Previsões da Primavera de 2013. OCDE: OECD Economic Outlook (Preliminary Version).

## **Abrandamento da queda da atividade económica no início de 2013 e desempenho muito favorável das exportações**

A informação de conjuntura disponível para a primeira metade do ano aponta para um abrandamento da tendência de queda da atividade económica no início de 2013. Esta evolução é determinada por um desempenho favorável das exportações e pelo ritmo progressivamente menor da contração da procura interna. A informação já disponível relativa ao mercado de trabalho revela uma queda substancial do emprego no início de 2013.

As Contas Trimestrais por setor institucional divulgadas pelo INE no final de março confirmaram um aumento da taxa de poupança em 2012, com especial incidência no final do ano. Esta evolução da taxa de poupança sugere uma alteração significativa do comportamento dos agentes no contexto do atual processo de ajustamento, marcado por condições financeiras extraordinariamente adversas e por uma deterioração muito acentuada das condições no mercado de trabalho. A informação do Inquérito ao Emprego para o primeiro trimestre de 2013 aponta para o aprofundamento da deterioração das condições no mercado de trabalho.

As Contas Nacionais Trimestrais para o primeiro trimestre de 2013 divulgadas pelo INE no início de junho apontam para uma queda do PIB de 0.4 por cento face ao trimestre anterior, correspondendo a uma redução em termos homólogos de 4.0 por cento (-3.8 por cento no trimestre anterior) (Quadro 2.1). No entanto, esta evolução tem que ser analisada no contexto de efeitos de calendário relacionados com a ocorrência da Páscoa no primeiro trimestre em 2013 (em 2012 a Páscoa ocorreu no segundo trimestre) e com o impacto deste evento nos fluxos de comércio externo, o qual se estima ter sido particularmente pronunciado<sup>2</sup>.

A procura interna registou, no primeiro trimestre, uma redução acentuada face ao trimestre anterior, o que implicou uma queda em termos homólogos de 6.3 por cento (-4.5 por cento no quarto trimestre

**Quadro 2.1**

		PIB, PRINCIPAIS COMPONENTES E IHPC   TAXA DE VARIAÇÃO, EM PORCENTAGEM							
		Pesos 2012	2011	2012	2012				2013
					Q1	Q2	Q3	Q4	Q1
Produto Interno Bruto	tvh	100.0	-1.6	-3.2	-2.3	-3.2	-3.6	-3.8	-4.0
	tvc				-0.1	-1.1	-0.9	-1.8	-0.4
Consumo Privado	tvh	66.3	-3.8	-5.6	-5.5	-5.7	-6.0	-5.3	-4.3
Consumo Público	tvh	18.3	-4.3	-4.4	-3.3	-5.7	-4.7	-4.0	-4.0
Formação Bruta de Capital Fixo	tvh	15.8	-10.6	-14.5	-13.1	-17.5	-14.6	-12.8	-16.8
Exportações	tvh	38.8	7.1	3.2	8.2	3.5	1.7	-0.2	0.1
Importações	tvh	39.3	-5.9	-6.7	-5.4	-10.8	-8.1	-2.3	-6.0
Contributo para o crescimento do PIB (em p.p.)									
Exportações Líquidas	(cont. tvh)		4.7	3.8	4.9	5.5	3.8	0.8	2.3
Procura Interna	(cont. tvh)		-6.3	-7.0	-7.2	-8.8	-7.4	-4.6	-6.4
da qual: Variação de Existências	(cont. tvh)		-0.7	0.2	-0.3	-0.6	0.0	1.8	0.0
Índice Harmonizado de Preços no Consumidor	tvh		3.6	2.8	3.3	2.8	3.0	2.0	0.4

**Fontes:** INE e Banco de Portugal.

**Notas:** tvh - taxa de variação homóloga; tvc - taxa de variação em cadeia; cont. tvh - contributo para a taxa de variação homóloga.

<sup>2</sup> As estimativas disponíveis para o efeito de calendário sugerem um impacto sobre a taxa de variação das exportações de bens de cerca de -3 p.p. no primeiro trimestre de 2013. Este efeito foi totalmente revertido no segundo trimestre de 2013.

de 2012). Esta evolução é particularmente marcada pelo comportamento da componente de construção da FBCF, que terá acentuado o ritmo de queda, num quadro de persistência de perspetivas de procura muito incertas, reforçado por condições meteorológicas excecionalmente adversas. No que respeita à evolução das exportações é de assinalar o aumento muito significativo da componente de bens energéticos, associado ao aumento da capacidade instalada de refinação. Este efeito implicará um contributo muito significativo para o crescimento das exportações ao longo de todo o ano de 2013, com reflexo positivo sobre a evolução da quota de mercado.

A informação disponível para o segundo trimestre de 2013 aponta para um aumento do nível da atividade económica face ao primeiro trimestre do ano e para um abrandamento da queda da atividade económica em termos homólogos. Esta evolução está associada *inter alia* a uma menor queda da atividade no setor da construção e a uma aceleração das exportações de bens. Refira-se que a evolução da atividade económica no segundo trimestre será afetada positivamente pelos efeitos de calendário já referidos. Excluindo o impacto destes efeitos sobre as exportações de bens, a projeção tem implícita uma estabilização do nível da atividade no segundo trimestre de 2013.

### **Ligeira queda da procura externa em 2013, seguida de recuperação em 2014**

As atuais projeções têm por base um conjunto de hipóteses sobre a evolução futura de algumas das variáveis de enquadramento da economia portuguesa disponibilizadas pelo Banco Central Europeu (BCE) no âmbito das projeções para a área do euro publicadas no Boletim Mensal de junho de 2013 (Quadro 2.2), em particular a procura externa dirigida à economia portuguesa.

O crescimento da atividade em algumas economias avançadas vai continuar a estar condicionado pelas necessidades de consolidação orçamental, bem como pela correção de outros desequilíbrios internos, nomeadamente os elevados níveis de endividamento das famílias. As economias emergentes deverão manter um elevado dinamismo, contribuindo significativamente para o crescimento da procura externa. As projeções para a área do euro apontam para uma variação ligeiramente negativa da atividade económica em 2013 e para uma recuperação moderada em 2014. Neste contexto, antecipa-se que a procura externa dirigida à economia portuguesa em 2013 deva apresentar uma queda mais pronunciada que a observada no ano anterior. Em 2014, perspetiva-se uma recuperação da procura externa dirigida a Portugal, tanto na área do euro como nos mercados fora da área.

A hipótese técnica para as taxas de câmbio (manutenção ao longo do horizonte de projeção nos valores médios registados nas duas semanas anteriores à data de fecho da informação) implica uma apreciação do euro em 2013, quer em termos nominais efetivos quer face ao dólar, e uma relativa estabilização em 2014.

### **Quadro 2.2**

HIPÓTESES DO EXERCÍCIO DE PROJEÇÃO		BE Verão 2013			BE Primavera 2013		
		2012	2013	2014	2012	2013	2014
Procura externa	tva	-0.2	-0.4	3.8	-0.2	-0.5	4.2
Taxa de juro							
Cuto prazo (EURIBOR a 3 meses)	%	0.6	0.2	0.4	0.6	0.2	0.4
Custo de financiamento do Estado	%	2.6	2.3	3.8	2.6	2.3	3.8
Taxa de câmbio do euro							
Efetiva do euro	tva	-5.4	3.0	0.1	-5.4	2.8	-0.1
Euro-dólar	vma	1.28	1.30	1.30	1.28	1.31	1.31
Preço do petróleo							
em dólares	vma	112.0	105.0	99.0	111.9	109.4	102.5
em euros	vma	87.1	80.4	76.2	87.1	83.4	78.3

**Fontes:** BCE, *Bloomberg*, *Thomson Reuters* e cálculos do Banco de Portugal.

**Notas:** tva - taxa de variação anual, % - em percentagem, vma - valor médio anual. Um aumento da taxa de câmbio corresponde a uma apreciação. As hipóteses técnicas baseiam-se em informação disponível até meados de Junho.

De acordo com a informação relativa ao mercado de futuros, o preço do petróleo deverá apresentar uma trajetória descendente ao longo do horizonte de projeção, passando de níveis próximos de 113 dólares (86 euros) por barril no primeiro trimestre de 2013 para 98 dólares (75 euros) por barril no final do horizonte de projeção.

No que diz respeito às condições de financiamento da economia, a evolução assumida para a taxa de juro de curto prazo (taxa EURIBOR a 3 meses) tem por base a taxa implícita nos contratos de futuros, que pressupõem para 2014 a manutenção de valores historicamente baixos e próximos dos projetados para 2013 (para uma análise das metodologias subjacentes a estes cálculos, ver “Caixa 1.1 *Formulação de expectativas sobre taxas de juro usando derivados financeiros*”, deste Boletim).

As hipóteses para as taxas de juro de longo prazo baseiam-se numa estimativa da taxa média do custo do financiamento externo concedido pela União Europeia, pelos países da área do euro e pelo Fundo Monetário Internacional, no contexto do programa de assistência financeira, bem como numa hipótese para as taxas de juro subjacentes às emissões de títulos de dívida pública<sup>3</sup>. O regresso gradual do Estado ao financiamento de mercado a médio e longo prazo (tendo já ocorrido duas emissões de dívida de longo prazo em 2013) deverá traduzir-se num aumento dos seus custos de financiamento em 2014.

### ***Continuação do programa de ajustamento orçamental***

No que respeita às variáveis de finanças públicas, a projeção segue os procedimentos utilizados nos exercícios de projeção do Eurosistema e, por conseguinte, reflete as medidas aprovadas no âmbito do Orçamento de Estado de 2013 (OE2013), bem como informação incluída no Relatório da Alteração ao OE2013 e nos relatórios da 7ª avaliação do Programa de Assistência Económica e Financeira. Estas medidas dão origem a uma queda muito pronunciada no volume do consumo público em 2014, uma vez que o conjunto de medidas de corte da despesa implica uma forte diminuição do número de funcionários das administrações públicas. Adicionalmente está previsto um decréscimo da despesa dos ministérios setoriais que deverá afetar em larga medida as aquisições de bens e serviços. Destaque-se ainda que a redução de salários no setor das administrações públicas deverá ter um impacto negativo não despidendo sobre o deflator do consumo público em 2014.

## **3. Oferta, Procura e Contas Externas**

### ***Contração generalizada da atividade económica e do emprego em 2013, seguida de uma ligeira recuperação da atividade em 2014 e diminuição moderada do emprego***

As projeções apontam para uma contração do PIB de 2.0 por cento em 2013 (-3.2 por cento em 2012) seguida de um aumento de 0.3 por cento em 2014. A atividade no setor público deverá continuar a apresentar quedas significativas ao longo do horizonte de projeção, em particular em 2014, num contexto de forte redução da despesa pública. Por seu turno, a atividade no setor privado deverá apresentar uma queda em 2013, condicionada pela redução da procura interna e mitigada pelo crescimento das exportações, e apresentar um crescimento de cerca de 1 por cento em 2014.

A projeção sugere uma ligeira queda do Valor Acrescentado Bruto (VAB) na indústria transformadora em 2013, que reflete um crescimento das exportações e uma nova contração da procura interna. Desta forma, é de esperar que se assista a alguma heterogeneidade setorial na indústria transformadora, tal como se tem verificado nos últimos trimestres. O setor da construção deverá manter em 2013 a redução

<sup>3</sup> Para uma descrição detalhada das fontes e custos de financiamento associados ao Programa de Assistência Económica e Financeira ver <http://www.bportugal.pt/pt-PT/OBancoeoEurosistema/ProgramaApoioEconomicoFinanceiro/Paginas/default.aspx>.

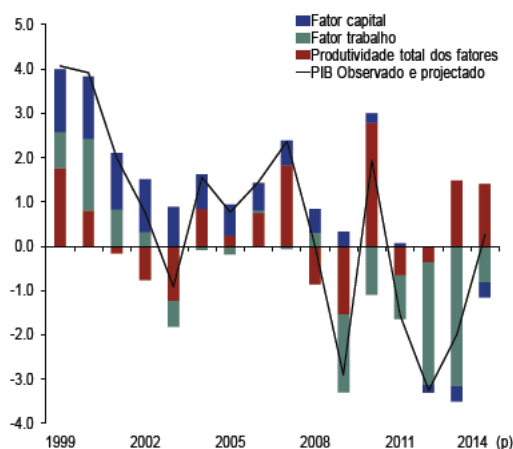
da atividade que tem vindo a exibir nos últimos anos, num quadro de ajustamento estrutural do setor e de forte queda do investimento residencial e do investimento público. Refira-se que o número de habitações existente atualmente e o nível de dotação de alguns tipos de infraestruturas públicas sugerem que a atividade nestes segmentos não deverá recuperar os níveis existentes no final da década de noventa. Por seu turno, o VAB no setor dos serviços deverá registar em 2013 uma queda significativa pelo terceiro ano consecutivo, extensível à maioria dos subsectores. Para 2014, projeta-se um aumento da atividade no setor privado, em particular na indústria transformadora, enquanto os setores da construção e dos serviços deverão registar uma estabilização do nível de atividade.

A projeção antecipa uma redução do emprego de 4.8 por cento em 2013 (após a queda de 4.2 por cento em 2012), seguida de uma queda de 1.3 por cento em 2014. Esta evolução traduz uma redução muito acentuada tanto do emprego público como do emprego no setor privado. Neste contexto, importa realçar que a projeção tem implícita uma redução do emprego privado de 5.1 por cento em 2013 e uma queda de 0.3 por cento em 2014. À semelhança do ocorrido em 2012, a redução do emprego no horizonte de projeção deverá ser claramente superior à da atividade, o que sugere que o ajustamento é percebido pelos agentes económicos como permanente. A existência de fenómenos de retenção de emprego é, desta forma, reduzida, o que se deverá acentuar num cenário de prolongamento do período recessivo. Esta situação poderá colocar desafios adicionais ao mercado de trabalho se a redução observada das contratações for acompanhada de um aumento significativo das separações (ver “Tema em Destaque *Contratação, rotação e criação de emprego*”, deste Boletim). Por outro lado, a reafetação setorial do emprego, que é potenciada por uma evolução da atividade particularmente desfavorável nos setores relativamente mais intensivos em mão-de-obra, como a construção, pode gerar fenómenos de persistência de desemprego associados a um desajustamento da oferta e da procura de emprego, característica marcante de períodos de forte reestruturação setorial.

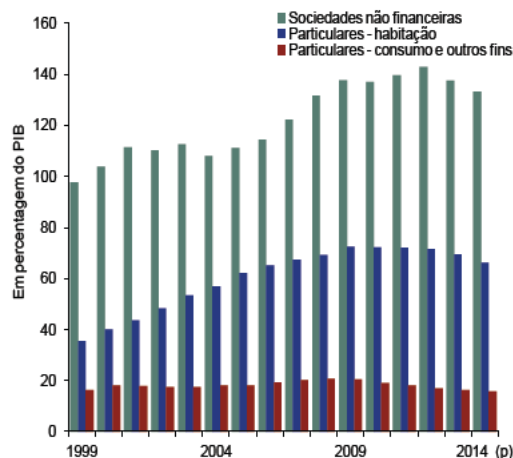
No que diz respeito à composição do crescimento, espera-se um contributo negativo do fator trabalho para o crescimento do PIB em 2013 e 2014 (-3.2 p.p. e -0.8 p.p., respetivamente) (Gráfico 3.1). No que diz respeito ao fator capital, o seu contributo para o crescimento do produto deverá permanecer negativo ao longo do horizonte de projeção (-0.3 p.p. em 2013 e em 2014), traduzindo uma descida do *stock* de capital ligeiramente superior a 1 por cento. Esta evolução do *stock* de capital constitui um motivo de preocupação na medida em que traduza a não incorporação de inovação tecnológica através de novos investimentos, o que teria um impacto negativo sobre o crescimento potencial. Por fim, a projeção para o crescimento do produto tem subjacente um contributo da produtividade total dos fatores de 1.5 p.p. em 2013 e 1.4 p.p. em 2014, num quadro em que o processo de reorganização do setor produtivo assume um carácter estrutural. Este processo tem no imediato um impacto negativo sobre o emprego, na medida em que implica a destruição de postos de trabalho e o encerramento de empresas com menores níveis de produtividade. No entanto, a reafetação de recursos é fundamental para assegurar um crescimento sustentado no médio e longo prazos, tanto através da rotação de trabalhadores como da reorientação de investimentos para setores de natureza transacionável. Refira-se que a projeção não inclui potenciais efeitos decorrentes da implementação de reformas estruturais em curso, dada a incerteza sobre a sua magnitude e perfil temporal e o facto de incidirem em larga medida num horizonte superior ao da atual projeção.

### **Redução acentuada da procura interna a par de um aumento robusto das exportações**

A evolução projetada para a economia portuguesa é caracterizada pela continuação de queda da procura interna, com um contributo para o crescimento do PIB de -4.4 p.p. em 2013 e de -1.1 p.p. em 2014. Neste contexto, a redução acumulada da procura interna projetada para o período 2011-2014 deverá ascender a cerca de 18 por cento e é generalizada a todas as suas componentes. Esta evolução é consistente com uma redução gradual do grau de endividamento do setor privado (Gráfico 3.2).

**Gráfico 3.1****CONTRIBUTOS PARA O CRESCIMENTO DO PIB | EM PONTOS PERCENTUAIS**

**Fontes:** INE e Banco de Portugal.  
**Nota:** (p) - projetado.

**Gráfico 3.2****ENDIVIDAMENTO DO SETOR PRIVADO NÃO FINANCEIRO | POSIÇÕES EM FIM DE PERÍODO**

**Fonte:** Banco de Portugal.  
**Nota:** (p) - projetado.

À semelhança do que se tem verificado nos últimos anos, o peso da procura interna no PIB deverá continuar a reduzir-se ao longo do horizonte de projeção, por contrapartida do aumento de peso das exportações (de 28 por cento em 2009 para 43 por cento em 2014). Apesar deste aumento, o peso das exportações no PIB continuará a ser ainda relativamente reduzido em comparação com outras pequenas economias da área do euro.

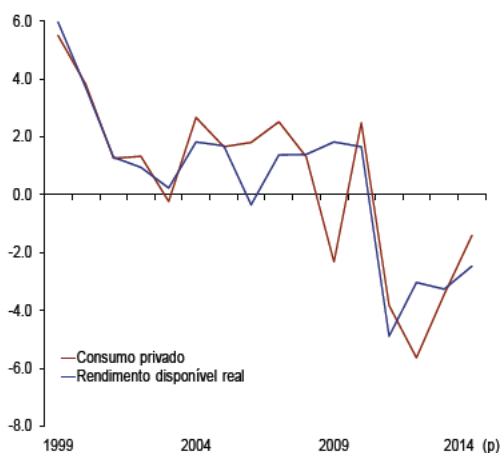
No que diz respeito às componentes da procura interna, as projeções apontam para a continuação da redução do consumo privado (-3.4 por cento em 2013 e -1.4 por cento em 2014). A queda projetada para o consumo privado em 2013 encontra-se globalmente em linha com a evolução do rendimento disponível real (Gráfico 3.3). Esta evolução reflete, em larga medida, o impacto das medidas de consolidação orçamental, nomeadamente ao nível da tributação direta, bem como a redução das remunerações no setor privado, num contexto de queda acentuada do emprego. Para 2014 projeta-se uma redução adicional do rendimento disponível real, embora de menor magnitude, num contexto de queda acentuada do emprego no setor público e de cortes significativos nas transferências para as famílias. A projeção implica que o consumo privado total se situe no final do horizonte de projeção em níveis próximos dos observados em 1999. Simultaneamente, a taxa de poupança deverá situar-se em níveis máximos observados desde o início da área do euro, o que configura um comportamento mais sustentável das famílias (Gráfico 3.4).

A ausência de um forte alisamento das despesas de consumo das famílias é um traço marcante do processo de ajustamento que a economia portuguesa iniciou em 2011, traduzindo condições de financiamento restritivas e a perceção da natureza permanente do ajustamento por parte dos agentes económicos. A atual projeção assume uma gradual normalização das condições de financiamento da economia portuguesa, o que é compatível com uma ligeira redução da taxa de poupança em 2014, para um valor próximo de 11 por cento do rendimento disponível.

Em termos de composição, importa realçar que as projeções contemplam uma redução muito acentuada do consumo de bens duradouros em 2013 e 2014, que representa a componente do consumo privado mais sensível ao ciclo económico e às condições de financiamento. A componente de bens não duradouros deverá também apresentar uma redução, embora mais moderada, apresentando um grau de alisamento menor do que o tradicionalmente exibido por esta componente ao longo do ciclo econó-

Gráfico 3.3

CONSUMO E RENDIMENTO DISPONÍVEL | TAXA DE VARIACÃO MÉDIA ANUAL

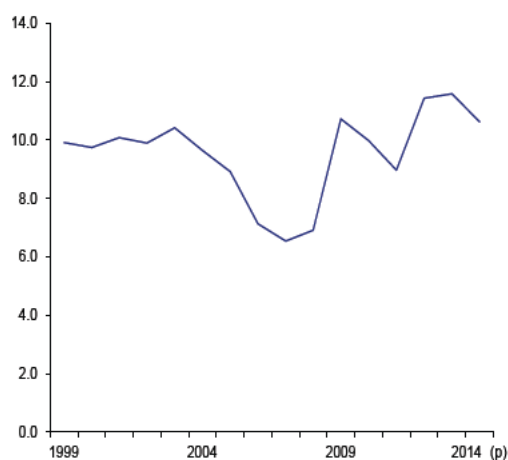


Fonte: Banco de Portugal.

Nota: (p) – projetado.

Gráfico 3.4

TAXA DE POUPANÇA | EM PORCENTAGEM



Fonte: Banco de Portugal.

Nota: (p) – projetado. A taxa de poupança é expressa em percentagem do rendimento disponível.

mico, num quadro em que os agentes incorporam nas suas decisões que o processo de ajustamento será prolongado e estrutural.

A projeção aponta para uma contração da FBCF de 8.9 por cento em 2013, transversal a todos os setores institucionais, seguida de um crescimento de 1.1 por cento em 2014 (Gráfico 3.5).

No que diz respeito à componente empresarial do investimento, projeta-se uma queda de 8.0 por cento em 2013, após uma acentuada redução em 2012 (-12.1 por cento). A forte contração da procura no mercado interno e a estagnação da procura externa, conjugados com a manutenção de perspetivas incertas, deverão induzir o adiamento de decisões de investimento por parte do setor empresarial, em particular tendo em conta a existência de capacidade produtiva por utilizar na generalidade dos subsectores produtivos. Adicionalmente, a necessidade de redução dos níveis de endividamento das empresas portuguesas, que se situam entre os mais elevados da área do euro, e a manutenção da restritividade nas condições de financiamento deverão também condicionar a evolução da FBCF empresarial ao longo de 2013. A queda acumulada da FBCF empresarial de 2009 a 2013 deverá ascender a cerca de 35 por cento, com implicações sobre a evolução do *stock* de capital, podendo dificultar a incorporação de inovação tecnológica e, por conseguinte, afetar o crescimento do produto potencial. Para 2014, projeta-se um crescimento de 1.7 por cento, num contexto em que se admite alguma melhoria das condições de financiamento, bem como uma recuperação da procura externa e uma queda menos acentuada da procura interna.

As projeções antecipam uma redução de 15.9 por cento da FBCF residencial em 2013, prosseguindo a trajetória descendente observada nos últimos anos. Esta evolução traduz uma gradual estabilização do *stock* de habitação num novo nível, após o aumento significativo observado nos anos 90. Para 2014, projeta-se uma queda de 1.8 por cento, num quadro de redução menos acentuada do rendimento disponível das famílias.

Por fim, admite-se uma queda do investimento público em 2013 de 3.3 por cento e uma ligeira recuperação em 2014, em linha com as hipóteses relativas às variáveis de finanças públicas.

A projeção admite uma menor desaccumulação de existências face ao registado no período 2011-2012 e em linha com a progressiva estabilização da atividade económica a partir de 2014 (Gráfico 3.6). O



contributo da variação de existências para a taxa de crescimento do PIB é de -0.3 p.p. em 2013 e de 0.2 pp. em 2014. Esta evolução das existências está em linha com a natureza pró-cíclica desta variável.

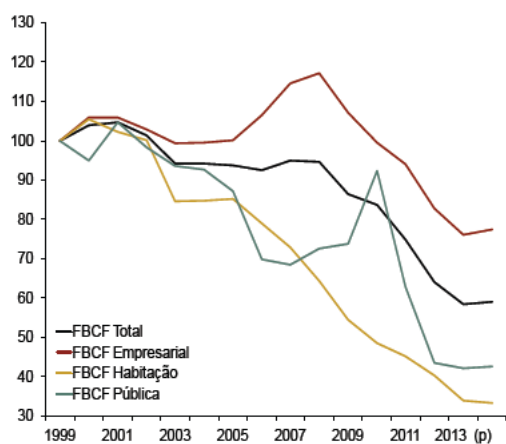
As exportações de bens e serviços em 2013 deverão crescer 4.7 por cento, o que representa uma aceleração face a 2012 (3.2 por cento) (Gráfico 3.7). Esta evolução ocorre num quadro de virtual estagnação da procura externa dirigida à economia portuguesa, à semelhança do ocorrido em 2012, refletindo um forte abrandamento da atividade nas economias da área do euro (que representam cerca de 2/3 dos mercados de destino das exportações portuguesas) e algum dinamismo nas economias emergentes. A projeção agora apresentada tem assim implícito um ganho de quota de mercado significativo em 2013, em linha com a evolução já observada. Para esta evolução favorável da quota de mercado deverá contribuir de forma assinalável a exportação de bens energéticos, em parte associada ao aumento da capacidade instalada de refinação.

Importa realçar que o período 2011-2012 foi caracterizado por ganhos de quota de mercado muito significativos das exportações portuguesas (cerca de 7 p.p. em termos acumulados), sendo dos mais elevados entre os países da área do euro (Gráfico 3.8). Este desempenho reflete alguns ganhos de competitividade, bem como um esforço acrescido de procura de novos mercados por parte das empresas portuguesas de bens transacionáveis, num quadro em que o ajustamento da procura interna é percebido pelos agentes residentes como permanente. O comportamento favorável das exportações nos anos mais recentes revela uma diversificação dos mercados de destino, em particular um reforço dos mercados extracomunitários que têm apresentado um crescimento mais dinâmico (o peso destes mercados passou de 25 por cento em 2010 para cerca de 29 por cento em 2012). Refira-se ainda que as exportações para estes mercados têm tido um papel crucial para os ganhos expressivos de quota observados recentemente.

A projeção aponta para um crescimento das exportações de bens e serviços em 2014 de 5.5 por cento, o que implica a continuação de ganhos de quota de mercado, embora numa magnitude muito inferior à que se estima para o ano corrente. A materialização desta projeção implicará uma recuperação da quota

**Gráfico 3.5**

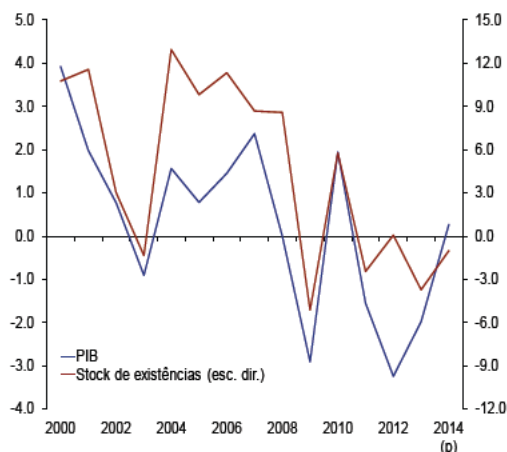
**FBCF POR SETOR INSTITUCIONAL | ÍNDICE 1999=100**



**Fontes:** INE e Banco de Portugal.  
**Nota:** (p) – projetado.

**Gráfico 3.6**

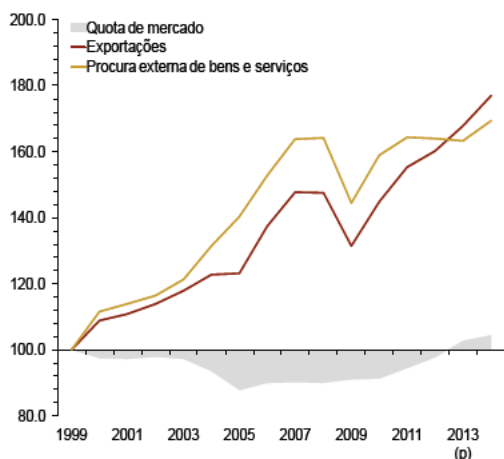
**EXISTÊNCIAS E ATIVIDADE ECONÓMICA | TAXA DE VARIAÇÃO ANUAL**



**Fontes:** BCE, INE e Banco de Portugal.  
**Nota:** (p) – projetado. A série “stock de existências” corresponde a uma estimativa com base no método de inventário permanente. Assumiu-se que o nível de existências era cerca de 60 por cento do PIB em 1953 (o que correspondia a um nível de existências equivalente a cerca de sete meses de produção), tendo-se acumulado desde então os níveis de variação de existências: com base nas Séries Longas do Banco de Portugal para o período 1953-1995; nos valores publicados pelo INE de 1995 a 2012; na projeção do Banco de Portugal para 2013 e 2014.

**Gráfico 3.7**

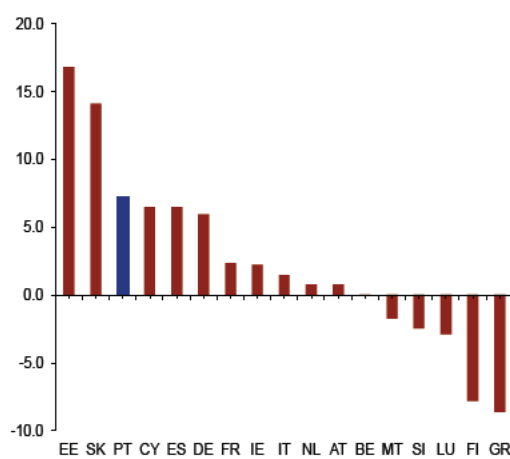
**EXPORTAÇÕES E PROCURA EXTERNA | ÍNDICE**  
1999=100



**Fontes:** INE e Banco de Portugal.  
**Nota:** (p) – projetado.

**Gráfico 3.8**

**VARIAÇÃO DA QUOTA DE MERCADO DAS EXPORTAÇÕES DE BENS E SERVIÇOS | VALOR ACUMULADO 2011-2012**



**Fontes:** BCE e Banco de Portugal.

de mercado para níveis ligeiramente superiores aos verificados no início da participação de Portugal na área do euro. Importa ainda referir que a evolução recente e prospetiva das exportações é enquadrada por uma envolvente externa claramente mais desfavorável do que a registada em anteriores fases recessivas, refletindo a sincronização de esforços de ajustamento económico em vários parceiros comerciais importantes, designadamente ao nível orçamental, bem como o âmbito global e a natureza da presente crise económica e financeira.

A projeção para as importações aponta para uma queda em termos reais de 1.7 por cento em 2013 e para um crescimento de 2.1 por cento em 2014, aproximadamente em linha com a evolução da procura global ponderada pelos conteúdos importados. Refira-se que as componentes da procura agregada que apresentam uma maior recuperação (ou menor queda) em 2014 são as que tipicamente têm um maior conteúdo importado.

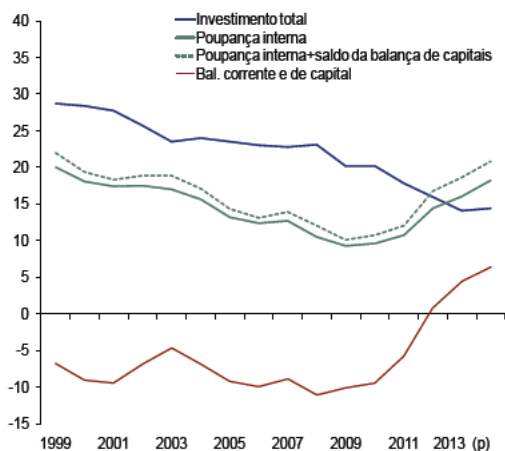
**Reforço crescente do excedente externo da economia portuguesa**

Um dos aspetos mais marcantes no atual processo de ajustamento da economia portuguesa é a redução significativa das necessidades de financiamento externo (Gráfico 3.9). O saldo conjunto das balanças corrente e de capital atingiu uma posição excedentária em 2012 (0.8 por cento do PIB), perspetivando-se um aumento do excedente para 4.5 e 6.4 por cento do PIB em 2013 e 2014, respetivamente. Subjacente a esta evolução está uma melhoria significativa da balança de bens e serviços, a qual deverá apresentar um excedente de 3.0 e 4.9 por cento do PIB em 2013 e 2014, respetivamente, após um valor próximo do equilíbrio em 2012 (Gráfico 3.10).

Esta evolução traduz a manutenção do dinamismo das exportações, a par de uma redução significativa das importações e algum efeito favorável de termos de troca, num quadro de redução do preço do petróleo em euros. O défice da balança de rendimentos em percentagem do PIB deverá estabilizar ao longo do horizonte de projeção, em torno de 3.8 por cento, refletindo um aumento nos custos de financiamento em conjugação com uma evolução favorável da posição de investimento internacional. O saldo conjunto da balança de transferências correntes e da balança de capital deverá aumentar para

**Gráfico 3.9**

**EVOLUÇÃO DAS NECESSIDADES DE FINANCIAMENTO | EM PERCENTAGEM DO PIB**

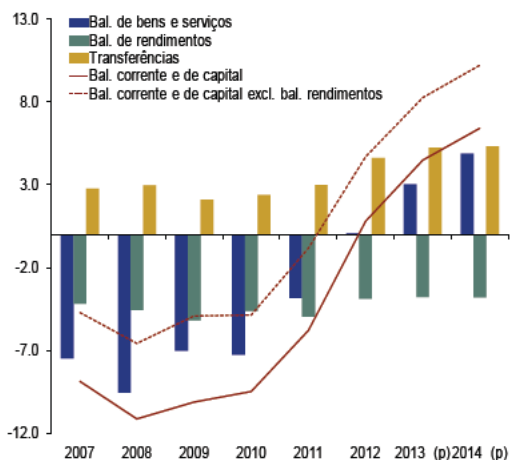


Fonte: Banco de Portugal.

Nota: (p) – projetado.

**Gráfico 3.10**

**BALANÇA CORRENTE E DE CAPITAL | EM PERCENTAGEM DO PIB**



Fonte: Banco de Portugal.

Nota: (p) – projetado.

um valor ligeiramente acima de 5 por cento do PIB ao longo do horizonte de projeção, refletindo as hipóteses para o perfil de transferências da União Europeia e o impacto de movimentos migratórios recentes no saldo das transferências correntes privadas.

#### 4. Preços e Salários

##### **Redução significativa da inflação para valores abaixo de 1 por cento**

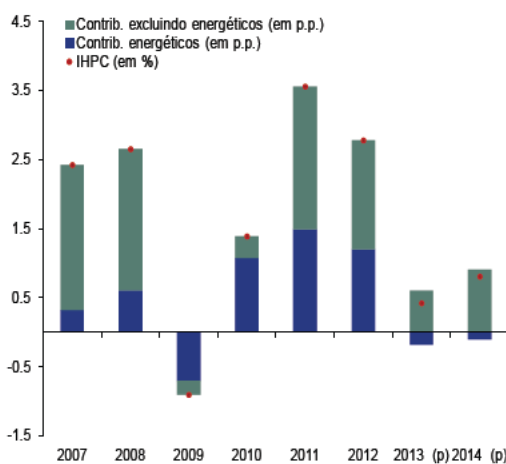
A taxa de inflação, medida pelo Índice Harmonizado de Preços no consumidor (IHPC), deverá reduzir-se de um valor médio anual de 2.8 por cento em 2012 para 0.4 por cento em 2013 e registar uma ligeira aceleração em 2014 para 0.8 por cento (Gráfico 4.1). O valor registado em 2012 refletiu, em larga medida, o impacto de medidas de consolidação orçamental, em particular as alterações da tributação indireta e de preços condicionados por procedimentos de natureza administrativa<sup>4</sup> (ver “Caixa 1.2 A dinâmica recente da inflação em Portugal: uma análise desagregada da evolução de preços”, deste Boletim). A projeção para 2013 decorre da dissipação dos efeitos das medidas de natureza orçamental referidas, num quadro em que se admite a manutenção de uma forte moderação salarial, uma descida do preço do petróleo e um crescimento marginal do deflator das importações excluindo bens energéticos.

A projeção incorpora uma redução da componente energética do IHPC no período 2013-2014, refletindo sobretudo a descida do preço do petróleo em euros. A componente não energética deverá apresentar um crescimento muito moderado ao longo do horizonte de projeção (0.7 por cento em 2013 e 1.0 por cento em 2014), traduzindo pressões inflacionistas muito reduzidas, quer internas quer externas. A contração da procura interna e a deterioração acentuada das condições no mercado de trabalho deverão

<sup>4</sup> De acordo com as estimativas apresentadas no Relatório Anual de 2012 (Caixa 6.1 “O impacto mecânico da tributação indireta e dos preços administrados na taxa de inflação”), o impacto mecânico sobre a taxa de inflação em 2012 resultante das alterações na tributação indireta e dos aumentos nos preços dos bens e serviços administrados ter-se-á situado em 2.2 p.p..

Gráfico 4.1

INFLAÇÃO | CONTRIBUTO PARA A TAXA DE VARIAÇÃO ANUAL DO IHPC, EM PONTOS PERCENTUAIS



Fontes: Eurostat e Banco de Portugal.

Nota: (p) – projetado.

contribuir para a manutenção da moderação salarial. De acordo com as projeções, os custos unitários do trabalho no setor privado deverão diminuir 3.0 por cento em 2013 e 0.4 por cento em 2014. No que diz respeito aos preços de importação de bens não energéticos, projeta-se um crescimento de 0.3 por cento em 2013 e de 1.3 por cento em 2014, refletindo a evolução da atividade económica mundial. Neste contexto, a projeção tem implícito um alargamento das margens de lucro ao longo do horizonte, à semelhança do que ocorreu em 2012. Esta evolução reflete *inter alia* a reestruturação do setor produtivo da economia que deverá implicar um efeito de composição associado ao encerramento de empresas com pior desempenho e com margens de lucro mais baixas.

## 5. Incerteza e Riscos

As projeções representam o cenário considerado mais provável, condicional num conjunto de hipóteses apresentadas na secção 2. A não materialização destas hipóteses bem como a possibilidade de ocorrência de fatores que pela sua natureza idiossincrática não se encontram considerados nas projeções dão origem a um conjunto de riscos e incertezas. A análise quantificada dos riscos e da incerteza em torno da projeção é apresentada nesta secção<sup>5</sup>.

### *Incerteza elevada sobre o enquadramento internacional e nacional*

Ao longo do horizonte de projeção, e em particular em 2014, podem ser identificados fatores de risco e incerteza decorrentes quer do enquadramento internacional, quer de fatores internos. A nível internacional persiste uma elevada incerteza quanto ao processo de ajustamento de desequilíbrios económicos em diversas economias avançadas, em particular nos países da área do euro. Esta incerteza tenderá a contribuir para deteriorar a confiança dos agentes económicos, com efeitos negativos sobre as decisões de despesa das famílias e empresas e sobre as perspetivas de recuperação na área do euro. A concretização deste risco implicaria um menor dinamismo da procura externa face ao considerado no cenário central, com efeitos negativos sobre as exportações portuguesas. Neste quadro, considerou-se

5 A metodologia utilizada nesta secção baseia-se no artigo publicado em Pinheiro, M. e P. Esteves (2010), "On the uncertainty and risks of macroeconomic forecasts: Combining judgements with sample and model information", *Empirical Economics*, pgs 1-27.

Quadro 5.1

PROBABILIDADE DOS FATORES DE RISCO   EM PERCENTAGEM		
	2013	2014
<b>Variáveis de enquadramento</b>		
Procura externa	50	55
<b>Variáveis endógenas</b>		
Consumo privado	50	55
Exportações	50	60
IHPC	55	50

Fonte: Banco de Portugal.

Quadro 5.2

PROBABILIDADE DE UMA REALIZAÇÃO INFERIOR À DA PROJEÇÃO ATUAL   EM PERCENTAGEM			
	Pesos em 2012 (%)	2013	2014
<b>Produto Interno Bruto</b>			
Consumo privado	66	50	58
FBCF	16	50	54
Exportações	39	50	62
Importações	39	50	63
<b>IHPC</b>		55	54

Fonte: Banco de Portugal.

uma probabilidade de 55 por cento de se verificar um menor crescimento da procura externa dirigida a Portugal em 2014 (Quadro 5.1).

A nível interno há a destacar a elevada incerteza decorrente de desenvolvimentos recentes, a que se adicionam dois fatores de risco principais.

Um primeiro fator de risco está associado às medidas de consolidação orçamental recentemente anunciadas para 2014, que poderão ter um impacto no consumo privado superior ao considerado na projeção. Efetivamente, a projeção assume algum grau de alisamento do consumo privado face à forte redução do rendimento disponível projetada para 2014, num contexto de progressiva normalização das condições de financiamento da economia portuguesa. No entanto, num cenário de manutenção de condições de financiamento restritivas e dada a perceção por parte dos agentes económicos da natureza permanente do ajustamento, o consumo, em particular de bens não duradouros, poderá exibir um grau de alisamento menor do que o considerado. A concretização deste risco implicaria uma queda maior do consumo privado, com implicações para o crescimento da atividade económica.

Um segundo fator de risco está associado aos ganhos adicionais de quota de mercado das exportações portuguesas considerados para 2014, embora de magnitude inferior aos registados em 2011 e 2012 e aos que se perspetivam para 2013. A não materialização destes ganhos implicaria uma evolução menos favorável do que a projetada para as exportações.

Neste contexto, considerou-se uma probabilidade de 55 por cento das despesas de consumo das famílias serem menores do que as consideradas na projeção em 2014 e uma probabilidade de 60 por cento das exportações em 2014 serem inferiores às consideradas na projeção (Quadro 5.1).

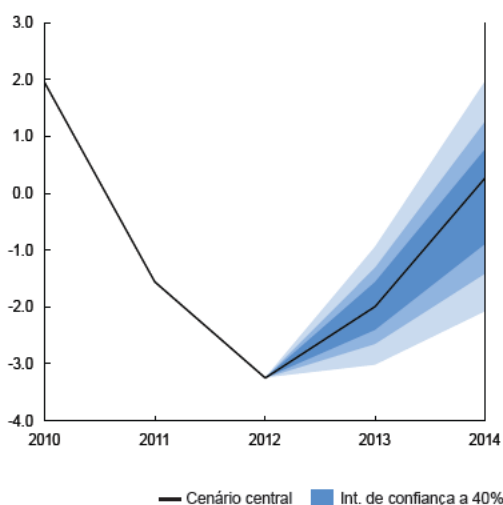
Adicionalmente considerou-se um risco descendente sobre a taxa de inflação projetada para 2013, decorrente do eventual menor alargamento das margens de lucro, num contexto de forte contração da procura interna. Este risco traduz-se numa probabilidade de 55 por cento do IHPC verificar um valor inferior ao projetado para 2013.

### **Risco de evolução mais desfavorável da atividade económica em 2014 e de inflação ligeiramente inferior à projetada**

Esta quantificação determina riscos de uma evolução menos favorável da atividade económica em 2014, resultante de fatores associados quer ao enquadramento externo da economia portuguesa quer ao enquadramento interno (Quadro 5.2 e Gráfico 5.1). No que diz respeito aos preços no consumidor, a análise aponta para o risco de uma inflação ligeiramente inferior à projetada para 2013 e 2014, decor-

Gráfico 5.1

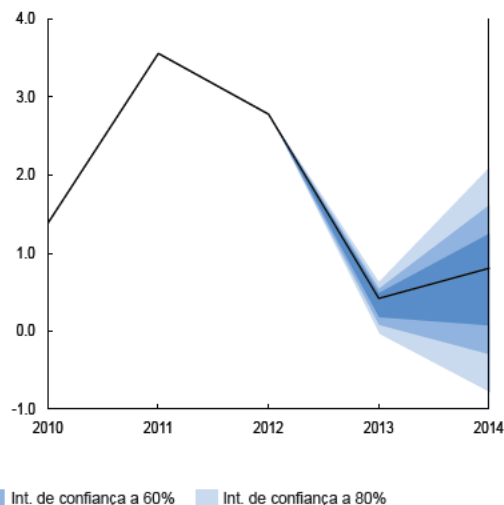
PRODUTO INTERNO BRUTO | TAXA DE VARIAÇÃO, EM PERCENTAGEM



Fonte: Banco de Portugal.

Gráfico 5.2

ÍNDICE HARMONIZADO DE PREÇOS NO CONSUMIDOR | TAXA DE VARIAÇÃO, EM PERCENTAGEM



Fonte: Banco de Portugal.

rente de um menor crescimento das margens de lucro bem como de uma evolução mais desfavorável da atividade económica (Gráfico 5.2).

## 6. Conclusões

As projeções para a economia portuguesa apresentadas neste artigo apontam para uma queda da atividade em 2013 seguida de uma ligeira recuperação em 2014, num quadro de continuação dos processos de consolidação orçamental e de desalavancagem do setor privado, os quais se traduzirão num aumento significativo da capacidade de financiamento externo da economia portuguesa. Estas projeções dependem fortemente da evolução da política orçamental, num contexto marcado por uma elevada incerteza no que respeita às condições necessárias à sua implementação. Num quadro de reestruturação da economia portuguesa, este processo de ajustamento continuará a implicar uma queda do emprego e a manutenção de um elevado desemprego estrutural.

A evolução da economia portuguesa nos próximos anos continuará a ser condicionada pela necessidade de assegurar um padrão de crescimento económico equilibrado e sustentável, que permita recuperar um acesso a financiamento de mercado por parte do sistema financeiro e do Estado em condições regulares. Neste contexto, a reposição dos equilíbrios macroeconómicos requer uma reafetação de recursos em favor dos setores transacionáveis da economia, que deve ser acompanhada por um aumento do investimento produtivo, fundamental para assegurar a criação sustentada de emprego, assim como para o aumento da produtividade e do rendimento permanente. A dinâmica do investimento empresarial exige um enquadramento institucional previsível, favorável à inovação e à reafetação eficiente de recursos, bem como um processo inclusivo de reformas institucionais (ver "Caixa 1.3 *Consensus e Reforma Institucional*", deste Boletim).

## CAIXA 1.1 | FORMULAÇÃO DE EXPETATIVAS SOBRE TAXAS DE JURO USANDO DERIVADOS FINANCEIROS

Esta caixa pretende mostrar alguns aspetos da formulação de expetativas sobre a evolução das taxas de juro. Apesar da endogeneidade das taxas de juro face aos decisores da política monetária, têm sido desenvolvidos métodos que permitem inferir quais os níveis prováveis das taxas de juro para um determinado horizonte a partir de preços de mercados de derivados financeiros. Estes métodos são utilizados *inter alia* para estabelecer as hipóteses relativas às taxas de juro do mercado monetário no âmbito das projeções do Banco de Portugal. Esta caixa aborda três vertentes desta questão: a previsão de uma taxa de juro a partir de derivados financeiros, com exemplos detalhados do procedimento; a distribuição possível dessa taxa de juro, de forma a tentar identificar cenários de evolução alternativos; e, finalmente, a aplicação das abordagens anteriores à situação atual.

Um instrumento habitualmente utilizado neste âmbito é o contrato de futuros sobre taxa de juro, em particular sobre a *Euribor* a 3 meses, empiricamente bastante ligada às taxas de juro de política do BCE. Num contrato típico de futuro com maturidade no momento  $T$  sobre uma determinada taxa de juro, uma posição longa permite adquirir um depósito aplicado a essa taxa em  $T$  que reembolsa 1 milhão de euros na maturidade. Inversamente, uma posição curta permite vender esse depósito. O interesse deste contrato é que permite ao investidor garantir uma remuneração exatamente igual à cotação do futuro no momento em que assume a posição longa, mas no momento posterior  $T$ . Um exemplo pode ser útil para ilustrar o funcionamento destes contratos. Suponhamos um investidor que sabe ir ter disponível um milhão de euros em meados de dezembro de 2013 para depositar num fundo de tesouraria a 3 meses remunerado à taxa *Euribor* a três meses. A 25 de abril de 2013, o futuro da *Euribor* a 3 meses para dezembro de 2013 estava cotado a 99.785, o que correspondia a uma expetativa para a *Euribor* a 3 meses em dezembro de 2013 de  $100 - 99.785 = 0.215$  por cento<sup>1</sup>. Se, nessa altura, o investidor pretender assegurar essa taxa de juro, poderá adquirir uma posição longa num contrato de futuros para dezembro de 2013. De facto, ao assumir a posição longa o investidor irá receber os ganhos marginais das variações diárias do futuro na sua conta junto do mercado de derivados. Por exemplo, a 30 de maio de 2013 o mesmo futuro estava cotado a 99.745, ou seja, uma expetativa de 0.255 por cento para a *Euribor* a 3 meses em dezembro de 2013. Esta variação de -0.04 pontos percentuais face a 25 de abril de 2013 corresponde, para um principal de 1 milhão de euros a 3 meses, a uma variação de  $-0.04/100/4 * 1000000 = -100$  euros, que seria imputada à conta do investidor<sup>2</sup>. Se, por hipótese, a taxa de juro em dezembro de 2013 vier a ser igual ao valor implícito nos futuros a 30 de maio de 2013, o investidor fará o depósito de 1 milhão de euros, receberá na maturidade do depósito (neste caso, passados 3 meses) o valor nominal mais os juros de  $0.255/100/4 * 1000000 = 637.5$  euros, tendo na sua conta marginal um valor negativo de 100 euros; ou seja, terá um rendimento de 537.5 euros no final da operação. Isso equivale a beneficiar, em dezembro de 2013, de uma taxa de juro igual à implícita no contrato de futuros a 25 de abril de 2013, ou seja,  $0.215/100/4 * 1000000 = 537.5$  euros<sup>3</sup>. Duas observações são relevantes neste momento. A primeira é que, na maior parte dos casos, os investidores não tencionam na verdade efetuar o depósito subjacente ao futuro; antes da maturidade do contrato, tomam uma posição curta no mesmo futuro e, dessa forma, anulam a sua posição longa, ficando com a diferença existente na sua conta relativamente à situação inicial. A segunda observação é que, à medida que a data da maturidade se aproxima, a cotação do

**1** Os futuros sobre taxas de juro são cotados como 100-R, em que R é a taxa de juro relevante em percentagem anual. Estes contratos de futuros têm maturidade na terceira quarta-feira do mês respetivo.

**2** O cálculo apresentado corresponde a converter a variação em pontos percentuais para unidades naturais trimestrais (dividindo por 100 e por 4 trimestres) e multiplicando pelo valor nominal do contrato (1 milhão de euros).

**3** Neste cálculo desprezou-se o juro perdido ou ganho por via das variações marginais da conta do investidor junto do mercado de derivados; no entanto, esse juro é de segunda ordem e não altera substancialmente os dados do problema.

futuro tende a aproximar-se do preço *spot* do ativo subjacente; teoricamente, no momento  $T$  a taxa de juro *Euribor* a 3 meses e a taxa de juro implícita no futuro com maturidade em  $T$  são idênticos.

Este exemplo mostra como os agentes tentarão fazer a melhor previsão possível para a taxa de juro no momento futuro  $T$ ; caso contrário, arriscam-se a perdas importantes. Por esta razão, as cotações dos futuros são normalmente consideradas boas predictoras para os preços dos ativos subjacentes. No caso de previsões sobre as taxas de política monetária, as taxas *Euribor* a 3 meses deverão refletir os movimentos das taxas de juro de política monetária do BCE.

O gráfico 1 ilustra a relação entre cotações de futuros e preços do ativo subjacente. Nela está representada a evolução da taxa *Euribor* a 3 meses (a taxa *spot*), bem como as cotações dos respetivos futuros para dezembro de 2009 e junho de 2013. Representam-se também as taxas das operações principais de refinanciamento e de absorção de liquidez do BCE. Estas duas taxas de política do BCE influenciam fortemente as taxas prevalecentes nos mercados monetários interbancários da área do euro, sendo a primeira mais relevante até ao início da política de leilões de taxa fixa com colocação total do BCE, em 15 de outubro de 2008, e a segunda mais importante a partir dessa data. Comparando a taxa *Euribor* a 3 meses com as taxas diretoras do BCE, verifica-se um evidente co-movimento; é por esta razão que se usam futuros sobre esta taxa *spot* para tentar prever a evolução da política monetária do BCE.

O gráfico mostra que a taxa de juro implícita no futuro vai convergindo para a taxa *spot* quando a maturidade se aproxima, assinalada no gráfico com linhas verticais para os dois exemplos considerados. Por outro lado, é também evidente que as taxas de juro implícitas nos futuros não são de modo nenhum uma garantia de que os intervenientes no mercado acertam as suas previsões. Isso é mais evidente em previsões de mais longo prazo, por exemplo a cerca de um ano da maturidade. No final de dezembro de 2008 os futuros com maturidade em dezembro de 2009 tinham uma taxa de juro implícita de 2.245 por cento, tendo vindo a verificar-se uma taxa de juro na maturidade do contrato de 0.715 por cento. Em 28 de junho de 2012 a estimativa do mercado usando os futuros para a *Euribor* a 3 meses para junho de 2013 era 0.525 por cento, contra o valor ocorrido de 0.212 por cento.

Os valores dos futuros permitem obter estimativas centrais para o preço do ativo subjacente, mas muitas vezes os agentes pretendem também conhecer a distribuição do preço do ativo em torno desse valor esperado. Para isso são usados os preços de opções sobre esses futuros. Uma opção de compra com preço de exercício  $K$  e maturidade  $T$  sobre um futuro confere ao seu detentor o direito, mas não a obrigação, de adquirir até à maturidade uma posição longa no futuro ao preço  $K$ <sup>4</sup>. Explorando os valores de mercado destas opções para os diversos valores do preço de exercício é possível estimar, através de diversos métodos, a função densidade de probabilidade do ativo subjacente (o futuro) no momento  $T$ . Está fora do âmbito desta caixa fazer uma descrição desses métodos; aquele usado na presente caixa assenta no modelo de apreçamento de opções de Black e Scholes, conjugado com o uso de *splines* naturais.

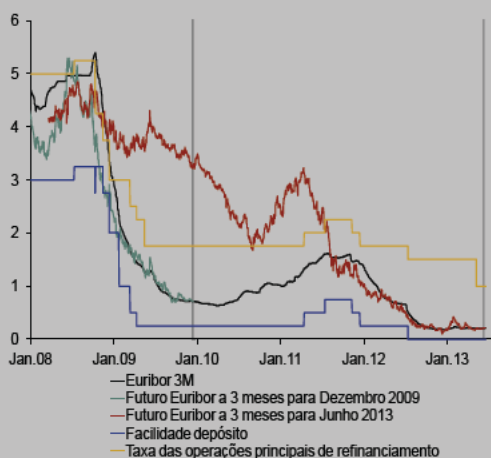
O gráfico 2(a) representa a distribuição estimada da taxa de juro para a maturidade das opções sobre o futuro de junho de 2013, calculada com base nos preços das opções em 28 de junho de 2012 e 30 de maio de 2013. Em primeiro lugar, verifica-se que as estimativas são melhores quando se está mais próximo da maturidade, o que no gráfico pode ser constatado pela densidade de probabilidade estimada em 30 de maio de 2013 estar concentrada em torno de um valor central de 0.205 por cento (contra um valor verificado na maturidade de 0.212 por cento), enquanto cerca de um ano antes da maturidade (a 28 de junho de 2012) a distribuição tinha média de 0.525 por cento. Em segundo lugar, verifica-se que quanto mais longe da maturidade se está, mais difusa é a distribuição, mesmo que os valores centrais sejam semelhantes.

4 Trata-se aqui de opções de tipo americano, as mais usadas quando o ativo subjacente é um futuro sobre taxa de juro; as opções que permitem exercer o direito de compra somente na data da maturidade designam-se por opções de tipo europeu. Também existem opções de venda sobre futuros. Nas opções sobre futuros, a maturidade da opção é normalmente poucos dias antes da maturidade do futuro respetivo.



**Gráfico 1**

**TAXA SPOT DA EURIBOR A 3 MESES E FUTUROS DA EURIBOR A 3 MESES PARA DEZEMBRO 2009 E JUNHO DE 2013.**



Fontes: BCE, Bloomberg e Thomson Reuters.

O gráfico 2(b) ilustra um caso interessante sobre o uso destas metodologias. Para o contrato de futuros de dezembro de 2009 mostram-se duas funções densidade de probabilidade, estimadas em 31 de dezembro de 2008 e 26 de novembro de 2009. Um ano antes da maturidade do contrato, o valor do futuro sugeria uma taxa *spot* claramente mais elevada do que a que se veio a verificar. No entanto, a densidade de probabilidade da taxa *spot* estimada naquela altura fornecia informação adicional, sugerindo uma possibilidade não negligenciável de a taxa *spot* vir a cair bastante mais do que o previsto pelos futuros, tal como revelado na massa de probabilidade estimada para o intervalo entre 0 e 1 por cento.

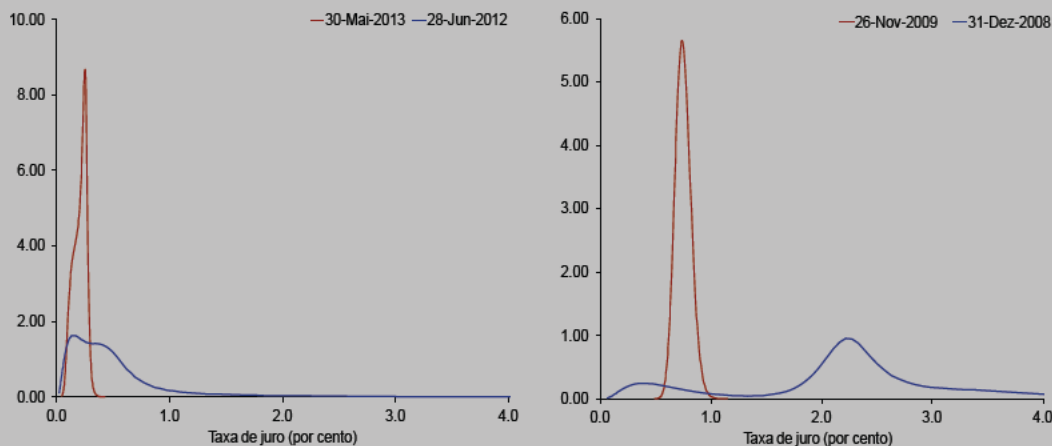
As metodologias ilustradas nesta caixa são usadas rotineiramente na construção de cenários macroeconómicos para as economias portuguesa e da área do euro e na avaliação das expectativas dos agentes. O gráfico 3 ilustra a situação em 30 de maio de 2013. Para dezembro de 2013, o valor esperado para a *Euribor* a 3 meses é de 0.255 por cento, estando a densidade de probabilidade concentrada em torno deste valor. Para dezembro de 2014, a densidade de probabilidade estimada sugere uma elevada probabilidade de um valor próximo de zero, e também uma pequena massa de probabilidade mais próxima de 1 por

**Gráfico 2**

**FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE DA EURIBOR A 3 MESES**

Panel (a) Junho 2013

Panel (b) dezembro 2009



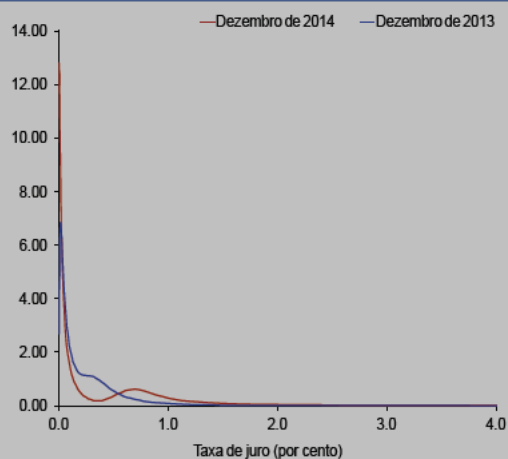
Fontes: Bloomberg, LIFFE - NYSE Euronext e cálculos do Banco de Portugal.

cento. Estas duas possibilidades poderiam ser utilizadas como dois cenários macroeconómicos distintos.

Em conclusão, a presente análise sugere que (i) os mercados têm uma capacidade limitada para antecipar grandes variações nas taxas de juro a um prazo alargado, mas que (ii) é possível antever movimentos potencialmente importantes em horizontes até um ano, sendo que as densidades de probabilidade estimadas podem servir de guia para o surgimento de cenários diferentes dos esperados.

### Gráfico 3

#### FUNÇÃO DENSIDADE DE PROBABILIDADE DA EURIBOR A 3 MESES



Fontes: Bloomberg, LIFFE - NYSE Euronext e cálculos do Banco de Portugal.

## CAIXA 1.2| A DINÂMICA RECENTE DA INFLAÇÃO EM PORTUGAL: UMA ANÁLISE DESAGREGADA DA EVOLUÇÃO DE PREÇOS

Em 2012, a inflação em Portugal apresentou uma trajetória descendente condicionada pela dissipação do impacto de diversas medidas associadas ao processo de consolidação orçamental. Esta evolução prosseguiu nos primeiros meses de 2013, com a variação homóloga do Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC) a apresentar valores próximos de zero (Gráfico 1). Subjacente a esta evolução encontra-se, como habitualmente, uma elevada heterogeneidade no comportamento dos preços a um nível desagregado. Nesta caixa, analisa-se a evolução recente dos preços no consumidor em Portugal utilizando a desagregação do IHPC em 87 componentes elementares, e comparam-se os resultados com os obtidos para a área do euro.

A evidência disponível para Portugal (Gráficos 2 e 3) revela um aumento progressivo do peso das componentes do IHPC com variações homólogas negativas (41.4 por cento, em abril de 2013)<sup>1</sup>. No entanto, ambos os valores situam-se abaixo dos registados em 2009, quando a taxa de inflação em Portugal atingiu mínimos históricos. O gráfico 4 ilustra a evolução da dispersão e da assimetria da distribuição da variação homóloga dos preços no consumidor. Note-se que a moda da distribuição das taxas de variação dos preços, embora tenha diminuído nos últimos meses, permanece positiva.

Uma análise com base na mesma informação para a área do euro revela que, em contraste com a situação em Portugal, a frequência das componentes que apresentam variações negativas (independentemente de ser ponderada ou não pelo respetivo peso no cabaz de consumo) se situa em linha com a média dos últimos anos e claramente abaixo dos valores máximos registados no início de 2010 (Gráfico 5). O aumento do peso das componentes do IHPC com variações homólogas negativas é, no entanto, notório no caso dos países envolvidos em programas de ajustamento económico, sendo que na Grécia o peso destas componentes ascendeu a 66 por cento em abril do corrente ano.

Num quadro de aumento progressivo do peso das componentes do IHPC que registam variações negativas em Portugal, importa avaliar em que medida essa evolução pode ser consistente com um quadro

Gráfico 1

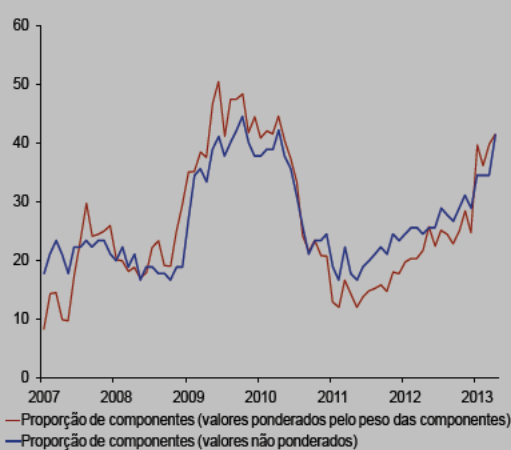
EVOLUÇÃO DA INFLAÇÃO EM PORTUGAL |  
VARIACÃO HÓMOLOGA



Fonte: Eurostat.

Gráfico 2

COMPONENTES DO IHPC TOTAL COM  
VARIACÕES HOMÓLOGAS NEGATIVAS | EM  
PERCENTAGEM DO TOTAL DE COMPONENTES

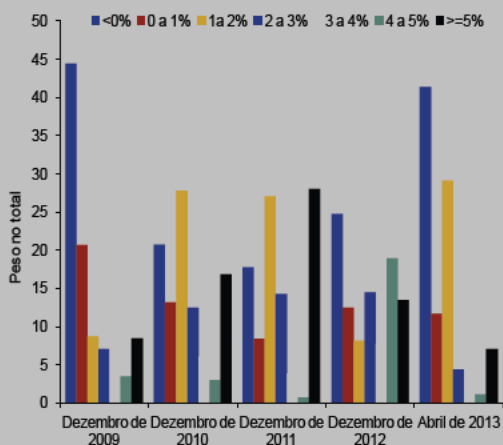


Fonte: Eurostat.

1 Uma análise da proporção de itens do IHPC que apresentam taxas de variação homólogas negativas mostra que esta evidência é robusta à alteração de pesos introduzida em janeiro de 2013.

Gráfico 3

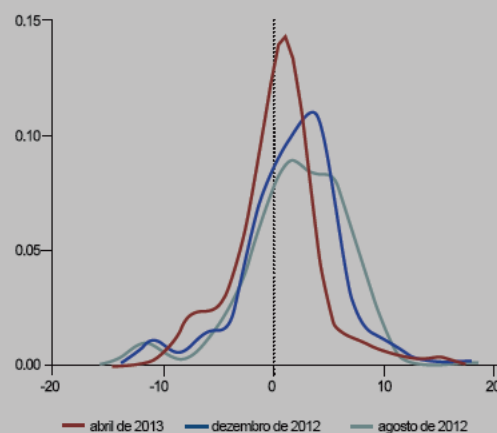
## DISTRIBUIÇÃO DA VARIAÇÃO HOMÓLOGA DE PREÇOS DAS COMPONENTES DO IHPC POR CLASSES DE VARIAÇÃO



Fontes: Eurostat e cálculos do Banco de Portugal.

Gráfico 4

## DISTRIBUIÇÃO EMPÍRICA DAS TAXAS DE VARIAÇÃO HOMÓLOGA DAS COMPONENTES DO IHPC TOTAL



Fonte: Eurostat.

Nota: Distribuição empírica obtida usando um *Kernel* gaussiano que pondera as diversas componentes pelo peso no cabaz total

de deflação. O conceito económico de deflação é habitualmente aplicado a uma queda no nível de preços que é generalizada às diferentes categorias de preços e que perdura durante um período de tempo suficientemente longo para alterar as expectativas dos agentes no quadro de fixação de preços e salários. Neste contexto, a redução de preços em determinadas categorias específicas e/ou uma queda temporária do nível de preços não configura uma situação de deflação. Nesse sentido, é importante avaliar em que medida estas reduções são generalizadas e de natureza transitória.

Uma parte substancial da desaceleração dos preços observada desde meados de 2012 terá um carácter temporário, uma vez que reflete as quedas dos preços de alguns bens alimentares não transformados, que apresentaram crescimentos significativos em 2012, bem como dos bens energéticos, refletindo o menor crescimento do preço do petróleo nos mercados internacionais. No entanto, mesmo quando se excluem os bens energéticos e os bens alimentares não transformados, a variação homóloga do IHPC tem observado um perfil descendente. Uma parte importante desta evolução reflete a dissipação de efeitos relacionados com medidas de consolidação orçamental implementadas em 2011 e 2012, como é o caso de alguns serviços cujas taxas do IVA aumentaram em 2012, caso dos cafés e restaurantes, ou de outros bens e serviços cujos preços são regulados, como a eletricidade ou os serviços de transporte<sup>2</sup>.

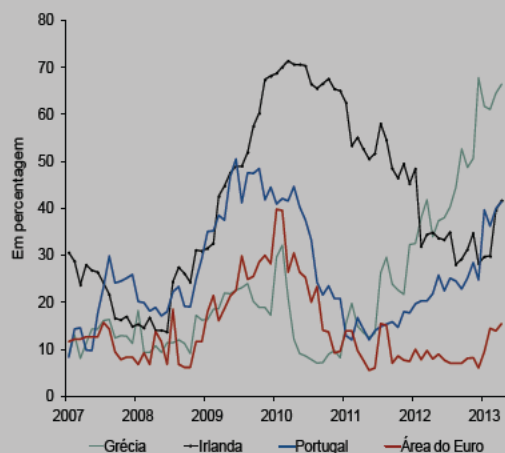
No que se refere às componentes que têm registado quedas de preços em Portugal, uma parte significativa diz respeito aos “bens industriais não energéticos”, sendo sobretudo bens duradouros e semi-duradouros (Gráfico 6). Se em alguns casos, como os veículos automóveis ou o mobiliário, as quedas de preços são factos relativamente recentes (registados desde o início de 2012), noutros casos, com destaque para o vestuário e calçado, a tendência de queda dos preços é observada desde o início de 2009. Por outro lado, alguns serviços com peso importante no IHPC registaram quedas nos preços no início de 2013, como é o caso dos seguros e dos serviços telefónicos.

Em conclusão, o aumento recente do peso das componentes com variações homólogas negativas está concentrado em alguns grupos específicos de bens, nomeadamente bens energéticos e alguns bens

<sup>2</sup> Ver “Caixa 6.1 O impacto mecânico da tributação indireta e dos preços administrados na taxa de inflação”, Relatório Anual 2012, Banco de Portugal.

**Gráfico 5**

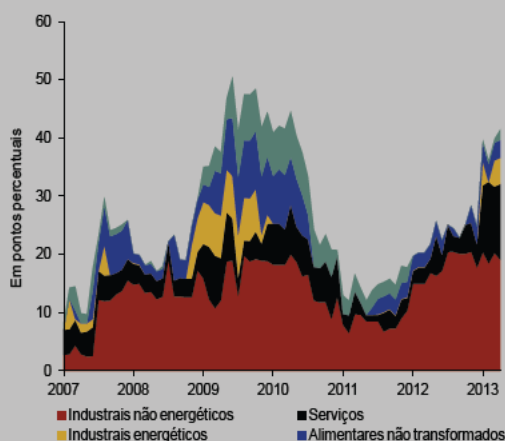
**ÁREA DO EURO: COMPONENTES DO IHPC TOTAL COM VARIÇÕES HOMÓLOGAS NEGATIVAS | EM PERCENTAGEM DO TOTAL DE COMPONENTES; VALORES PONDERADOS PELO PESO DAS COMPONENTES**



Fonte: Eurostat.

**Gráfico 6**

**PORTUGAL: PESO DAS COMPONENTES DO IHPC COM VARIÇÕES HOMÓLOGAS NEGATIVAS | CONTRIBUTO DOS PRINCIPAIS AGREGADOS**



Fontes: Eurostat e cálculos do Banco de Portugal.

alimentares não transformados, mas igualmente nos bens industriais não energéticos. Adicionalmente, uma parte importante da queda da taxa de inflação deve-se igualmente à dissipação do impacto do aumento da tributação indireta sobre alguns bens e serviços. No entanto, no atual contexto de ajustamento económico, existe um elevado grau de incerteza, quer quanto à magnitude e persistência do atual quadro recessivo, quer quanto à sua transmissão aos preços no consumidor, o que se traduz na existência de riscos descendentes sobre os preços. A probabilidade de ocorrer um cenário de queda generalizada de preços depende em larga medida da evolução das expectativas de inflação a médio e longo prazo. Neste âmbito, importa referir que, de acordo com a informação mais recente, as expectativas quanto à evolução da taxa de inflação em Portugal num horizonte de 12 meses diminuiram significativamente, embora permaneçam em valores positivos (Gráfico 7).

**Gráfico 7**

**PORTUGAL: INFLAÇÃO OBSERVADA E EXPETATIVA DE INFLAÇÃO | TAXA DE VARIAÇÃO MÉDIA ANUAL, EM PERCENTAGEM**



Fontes: Eurostat e Consensus Forecast.



## CAIXA 1.3 | *CONSENSUS* E REFORMA INSTITUCIONAL

O Banco de Portugal, o Conselho Económico e Social e a Fundação Calouste Gulbenkian realizaram no dia 23 de maio uma Conferência dedicada à importância do consenso nos processos de reforma institucional<sup>1</sup>. A Conferência teve como objetivo proporcionar uma reflexão alargada sobre a necessidade de tornar mais inclusivo, em termos sociais, o processo de reformas institucionais. Na Conferência analisaram-se alguns exemplos europeus com reconhecido sucesso: os casos sueco, holandês e alemão, bem como as instituições políticas e constitucionais em torno das quais o consenso se deveria formar.

As comunicações e intervenções dos participantes na Conferência gravitaram em torno de cinco tópicos essenciais.

### **1. A necessidade de um consenso alargado, que se sustente nos parceiros sociais.**

O consenso deve ser formado a partir de uma pluralidade de opiniões e as instituições devem funcionar de forma sistémica, com uma forte preocupação no aperfeiçoamento das relações que se estabelecem entre elas, mas também entre os diferentes intervenientes, sociais e económicos. O caso alemão é paradigmático da importância de trazer todos os intervenientes para a mesa das negociações de forma permanente e inclusiva, quer a nível nacional, numa representação dos parceiros sociais mais centralizada, quer a nível empresarial em que a representação é feita pelas comissões de trabalhadores.

A existência de instituições que isoladamente são sub-ótimas, mas que podem ter efeitos sistémicos positivos foi sublinhada em diversas apresentações. Um dos exemplos apresentados foi a elevada rigidez externa da regulação do emprego na Alemanha (que justificou algumas das reformas recentes), que é acompanhada por uma forte flexibilidade interna que assenta em regras de gestão do fator trabalho – horas de trabalho – e de representação interna dos trabalhadores, que facilitam a adoção de medidas de ajustamento face ao ciclo económico. Outro exemplo referido foi o caso sueco, onde a centralização da negociação coletiva funciona num contexto de forte representação e responsabilização dos sindicatos e de um papel social desses sindicatos que transcende a sua relevância no mundo laboral. Uma regulação do mercado de trabalho mais inclusiva, em que os investimentos em capital humano sejam potenciados, é essencial para o aumento da produtividade. O consenso em torno das questões laborais é um aspeto primordial do processo de reforma institucional.

### **2. A necessidade de reduzir a desigualdade.**

As experiências europeias demonstram que é mais simples a obtenção de consensos sobre reformas institucionais quando a repartição do rendimento é menos desigual. Nestas condições os intervenientes estão sujeitos a condições económicas semelhantes e desenvolvem atitudes semelhantes perante os problemas que enfrentam. No caso alemão, uma das reformas que está a ser pensada neste momento para fazer face ao aumento da desigualdade, que está a ser gerado pelo processo de reformas da última década, é a instauração de um salário mínimo nacional. A redução da desigualdade deve estar associada à mobilidade social e estas duas dinâmicas virtuosas da sociedade estão dependentes do desenvolvimento de um sistema educativo mais inclusivo, em que as oportunidades sejam repartidas de forma mais equitativa. A educação é uma das áreas essenciais em torno das quais importa desenvolver o consenso social.

<sup>1</sup> O programa detalhado da conferência encontra-se disponível em <http://www.bportugal.pt/pt-PT/EstudosEconomicos/Conferencias/Paginas/Confer%C3%A2ncia-Consensus-e-Reforma-Institucional-.aspx>

### **3. O modelo de governação, mais adversarial ou mais consensual (com um sistema de checks and balances como solução intermédia), tem consequências para o tipo de soluções encontradas.**

O modelo de governação e de representação política tem consequências na forma como se implementam as opções tomadas em atos eleitorais e na eficácia do governo, em particular na forma como os eleitores se reveem no sistema político vigente. O modelo de governação também afeta o momento de intervenção do governo. Os modelos em que o governo tem muita autonomia de atuação (*cabinet system*) tendem a gerar reações a choques de reduzida dimensão e que não foram sujeitas a compromissos antecipados. Os modelos que assentam no consenso geram, por sua vez, reações tardias e guerras de atrito que podem ser duplamente penalizadoras pois levam a períodos de inação muito prolongados. Não há modelos ideais, mas adaptações que se devem fazer e que decorrem da dimensão da reforma que é necessário aplicar.

### **4. O consenso necessita da possibilidade de dissenso para ser efetivo.**

É necessário um debate plural no processo de obter consensos. A existência de alternativas políticas é essencial para o pluralismo e para a renovação das ideias políticas. A existência de consensos pobres, que não cuidam dos verdadeiros desafios da sociedade e da economia, contribuem para resultados sub-ótimos em matéria de crescimento sustentado. Um dos pontos-chave para o sucesso sustentável de um processo de reformas é torná-lo inclusivo e baseado em reformas que resultem de uma verdadeira apropriação dos resultados do consenso.

### **5. O processo de reformas deve ser sujeito a um aperfeiçoamento contínuo.**

A quebra de equilíbrios pode levar à rutura de todo o sistema, que deve ser compreendido como um sistema integrado de relações negociais. O caso holandês é um bom exemplo de como a recente fragilização da representação sindical pode colocar em risco a estabilidade do sistema que resultou do Acordo de Wassenaar de 1982<sup>2</sup>. O recente caso alemão também chama a atenção para a natureza sistémica do processo de reformas e para a necessidade de avaliar se essas reformas constituem uma transformação do próprio modelo ou apenas ajustamentos que respondem a dificuldades específicas de funcionamento.

O processo de reformas e de geração de consenso é um exercício contínuo, mas que atinge momentos de maior intensidade quando os sistemas vigentes entram em rutura e exigem uma regeneração profunda do capital social existente. Outros países europeus passaram por momentos de dificuldades económicas que requereram a revisitação do quadro institucional, na medida em que não se adaptou às mudanças do ambiente externo ou se defrontou com o esgotamento de algumas das instituições em vigor. Uma reforma institucional que privilegie os mecanismos de mobilidade social e económica, com novas instituições inclusivas, foi amplamente identificada como sendo o caminho a seguir na construção do consenso e da reforma institucional.

---

<sup>2</sup> Para mais detalhes sobre este acordo, ver "Tripartite responses to the economic crisis in the principal western european countries", International Labour Office, *Working Paper N°12/2010*.



## 1. Introdução

A variação do emprego numa economia é o resultado de um conjunto de fluxos de entrada e saída de trabalhadores nas empresas. Em qualquer momento, há um grupo de trabalhadores que mantém o emprego, outro que é contratado pelas empresas e um outro grupo que se separa do seu empregador. Um número significativo de contratações ocorre para substituir trabalhadores que saíram voluntária ou involuntariamente. Estas saídas, que se designam separações, constituem, juntamente com as contratações, dois importantes fluxos no mercado de trabalho. Da mesma forma, há um conjunto de empresas que expande o emprego, outras em contração e ainda outras para as quais o emprego se mantém estável. Este Tema em Destaque pretende quantificar estes fluxos no mercado de trabalho em Portugal, utilizando as bases de dados das remunerações declaradas à Segurança Social para o período 2000-2012.

## 2. Fluxos do Mercado de Trabalho: Definições

Os fluxos (trimestrais) no mercado de trabalho podem ser medidos seguindo os conceitos introduzidos no trabalho pioneiro de Davis, Haltiwanger e Schuh (1996):

**Contratações** correspondem ao conjunto de trabalhadores que, estando na empresa no último mês de um dado trimestre, não faziam parte da força de trabalho dessa mesma empresa no último mês do trimestre anterior. Esta definição peca por defeito, ignorando todas as contratações que, ocorrendo durante o trimestre, não chegam ao último mês desse trimestre.

**Separações** correspondem ao conjunto de trabalhadores que, estando na empresa no último mês de um dado trimestre, não fazem parte da força de trabalho dessa mesma empresa no último mês do trimestre seguinte. Esta definição também peca por defeito, ignorando todos os trabalhadores que se separem da empresa durante o trimestre, mas voltem ao posto de trabalho no último mês desse trimestre.

**Criação de emprego** é a soma dos ganhos de emprego (contratações menos separações) em empresas que entre o último mês de um dado trimestre e o último mês do trimestre anterior aumentaram a sua força de trabalho (designadas como empresas em expansão).

**Destruição de emprego** é a soma das reduções de emprego (separações menos contratações) em empresas que entre o último mês de um dado trimestre e o último mês do trimestre anterior reduziram a sua força de trabalho (designadas como empresas em contração).

Nem sempre duas contratações dão origem a um aumento de dois postos de trabalho. Por exemplo, se dois trabalhadores decidirem, no mesmo período, trocar de emprego, há duas contratações e duas separações e o ganho líquido de emprego é nulo. Noutras situações, as próprias empresas promovem a contratação e a separação simultânea de trabalhadores até encontrarem o trabalhador mais adequado às funções a desempenhar. Esta ideia de que poderá haver mais trabalhadores envolvidos do que os ganhos ou perdas líquidas de emprego é definido como rotação (excessiva) de trabalhadores. Formalmente, a

**Rotação de trabalhadores** é dada pelo dobro das separações no caso de empresas em expansão; pelo dobro das contratações no caso de empresas em contração; e pela soma das contratações e separações no caso de empresas com emprego estável.

Um exemplo ajuda a compreender o conceito: se uma empresa aumenta o seu emprego em 50 trabalhadores, mas tem 20 separações, teve que contratar 70 trabalhadores. As entradas e saídas totais

somam 90 trabalhadores. A rotação totaliza 40, o número de trabalhadores que não contribuiu para o crescimento do emprego na empresa.

Estes fluxos do mercado de trabalho ocorrem em empresas que entre dois trimestres consecutivos mantêm a sua atividade, em novas empresas ou em empresas que se extinguem. No caso presente, não é possível considerar os conceitos jurídicos de empresas novas e de empresas que encerram.

Por isso, define-se:

**Empresa nova** como uma entidade que tendo registado emprego por conta de outrem num dado trimestre não o fez no trimestre anterior.

**Empresa encerrada** como uma entidade que tendo registado emprego num dado trimestre deixa de reportar emprego no trimestre seguinte.

Ainda que estes conceitos não correspondam às definições jurídicas, economicamente estarão próximos de captar os conceitos de encerramento e de novo empreendimento. Dado que o trabalho é o ativo mais importante das empresas e que requer investimento e manutenção (formação), é difícil imaginar empresas que num trimestre tenham trabalhadores e no seguinte deixem de ter, continuando ainda assim a operar. É certo que alguns dos encerramentos são sazonais; em períodos onde as receitas geradas não cobrem os custos variáveis, as empresas optam racionalmente por encerrar temporariamente. Mas mesmo estes fenómenos são importantes para a caracterização da flexibilidade na economia e para as medições de fluxos de criação e destruição de emprego.

### 3. Quando é que as Empresas Precisam de Contratar Novos Trabalhadores?

Como acontece com qualquer investimento, a decisão de contratação impulsiona o ciclo económico e, por isso, uma análise detalhada desse processo é importante para compreender a evolução do mercado de trabalho. A evolução do emprego em Portugal é predominantemente determinada pelas decisões de contratação das empresas e não tanto pelas decisões de separações.

A rotação é uma parte importante da dinâmica de emprego. É crucial para as empresas renovarem a sua força de trabalho. A rotação permite também aos trabalhadores aplicarem o seu capital humano na sua utilização mais produtiva, gerando uma sucessão de vagas de emprego que melhoram a afetação de recursos na economia (Akerloff, Rose e Yellen, 1988). Em ambos os casos estamos perante o investimento mais importante e singular que empresas e trabalhadores devem fazer: a escolha da melhor utilização do capital humano. Note-se que a rotação não conduz diretamente ao crescimento do emprego, já que por cada trabalhador que se separa, outro trabalhador é contratado. No entanto, a evolução do mercado de trabalho ao longo do ciclo económico está muito relacionada com esta rotação. Adicionalmente, importa sublinhar que uma paragem do processo de contratações, separações e de rotação pode ser um preocupante sintoma económico de declínio estrutural.

### 4. O Mercado de Trabalho em Portugal: Contratações, Separações e Rotação

Este Tema em Destaque apresenta uma aplicação das definições acima apresentadas ao mercado de trabalho em Portugal. Para este efeito, utiliza-se a base de dados das remunerações declaradas à Segurança Social para calcular os fluxos trimestrais de empregos e trabalhadores. Esta base de dados cobre a totalidade das relações laborais assalariadas em que há reporte de remunerações para o sistema de Segurança Social público<sup>1</sup>. Os dados abrangem o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2012.

<sup>1</sup> A base de dados exclui apenas as empresas com fundos de pensões próprios e os funcionários públicos abrangidos pelo sistema da Caixa Geral de Aposentações. Nos cálculos apresentados excluíram-se as empresas do setor primário (em que os assalariados são pouco representativos) e dos setores financeiro, da administração pública, educação e saúde (porque os respetivos trabalhadores têm vindo a ser inseridos gradualmente no sistema geral de Segurança Social, desvirtuando os cálculos dos fluxos).

Até ao eclodir da crise financeira de 2008, os ganhos de emprego foram marginais; o emprego criado por empresas em expansão (criação de emprego) foi aproximadamente igual ao emprego destruído por empresas em contração (destruição de emprego) (Gráfico 1). A partir de 2008, há uma alteração de regime com perdas de emprego sistemáticas que em termos acumulados atingem 14 por cento.

Contudo, esta queda não resulta de um aumento das separações de trabalhadores, mas sim de uma pronunciada queda das contratações. Entre 2007 e 2012, o fluxo trimestral de contratações caiu 42 por cento, passando de um nível médio de 240 mil novos contratos para apenas 140 mil (Quadro 1). Não só o número de empresas que fazia contratações caiu de 65 mil para 40 mil, como também o número médio de contratações por empresa caiu de 3.7 novos contratos, em 2007, para 3.5, em 2012.

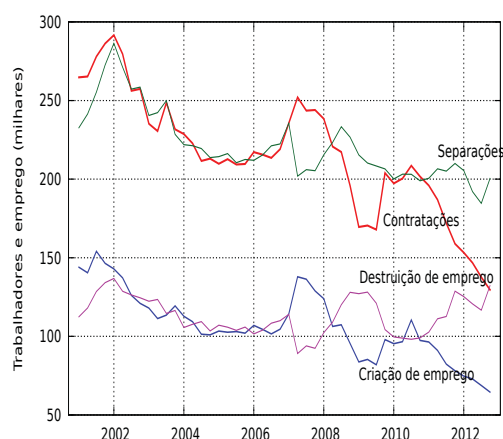
A evolução das separações é bastante diversa das contratações. Em contradição com o senso comum, nas empresas em que há separações o número médio de saídas permanece estável, 3.4 trabalhadores por empresa, apesar da fase recessiva da economia. A percentagem de empresas que se separam de trabalhadores também se manteve estável entre 2007 e 2012; em cerca de um quarto do total de empresas houve saída de trabalhadores. Desta forma, observa-se uma redução do número de separações (igual a 8 por cento) no conjunto das empresas portuguesas.

Comparado com o ganho de 31 mil postos de trabalho em 2007, a perda de emprego em 2012, 54 mil postos de trabalho, é explicada pelas diferentes dinâmicas da criação e destruição de emprego. Dois terços dessa diferença resultam de uma menor dinâmica das empresas em expansão. Em 2007, estas empresas criaram 130 mil postos de trabalho, mas apenas 71 mil em 2012. O restante terço justifica-se por uma maior redução do emprego nas empresas em contração, passando de perdas de emprego de 98 mil para 125 mil.

Como referido, a rotação de trabalhadores desempenha um papel importante na afetação de recursos na economia. Tipicamente, as empresas envolvidas neste processo rodam cerca de 8 trabalhadores por trimestre. Esta rotação de trabalhadores em Portugal é uma das mais elevadas da União Europeia, e não muito longe da observada nos EUA (Centeno e Novo (2012) e Banco de Portugal, 2012). A dinâmica de contratações e separações resultou numa queda da rotação de 38 por cento. Este resultado indicia uma maior dificuldade de trabalhadores e empresas formarem as relações laborais mais produtivas. Esta evolução justifica-se porque os trabalhadores reduzem as saídas voluntárias, comportamento característico de fases recessivas (Anderson e Meyer, 1994), e as empresas não promovem a substituição das saídas voluntárias, nem dos despedimentos.

### Gráfico 1

#### CONTRATAÇÕES, SEPARAÇÕES, CRIAÇÃO E DESTRUIÇÃO DE EMPREGO



Fontes: Dados dos registos de remunerações da Segurança Social (2001-2012) e Banco de Portugal.

## Quadro 1

	CONTRATAÇÕES, SEPARAÇÕES E ROTAÇÃO – TOTAL DA ECONOMIA			
	2007	2012	Total 2012 – 2007	Variação
Emprego	2 427 401	2 093 135	-334 266	-13.8%
Contratações	244 174	142 178	-101 996	-41.8%
Número de empresas com contratações	65 118	40 546	-24 572	-37.7%
Contratações por empresa	3.7	3.5		
Separações	213 100	196 114	-16 986	-8.0%
Número de empresas com separações	63 477	57 363	-6 114	-9.6%
Separações por empresa	3.4	3.4		
Criação de emprego	129 294	70 605	-58 689	-45.4%
Número de empresas com criação de emprego	46 581	27 111	-19 470	-41.8%
Criação de emprego por empresa	2.8	2.6		
Destruição de emprego	98 220	124 541	26 322	26.8%
Número de empresas com destruição de emprego	41 687	44 770	3 084	7.4%
Destruição de emprego por empresa	2.4	2.8		
Rotação de trabalhadores	229 761	143 146	-86 615	-37.7%
Número de empresas com rotação	29 163	18 638	-10 525	-36.1%
Trabalhadores em rotação por empresa	7.9	7.7		
Rotação em empresas em expansão	128 019	53 513	-74 506	-58.2%
Empresas em expansão com rotação	10 626	5 203	-5 423	-51.0%
Trabalhadores em rotação por empresa em expansão	12.0	10.3		
Rotação em empresas em contração	69 665	68 896	-769	-1.1%
Empresas em contração com rotação	7 373	6 046	-1 327	-18.0%
Trabalhadores em rotação por empresa em contração	9.4	11.4		
Rotação em empresas estáveis	32 077	20 737	-11 340	-35.4%
Empresas estáveis com rotação	11 164	7 389	-3 775	-33.8%
Trabalhadores em rotação por empresa estável	2.9	2.8		

**Fontes:** Dados dos registos de remunerações da Segurança Social (2001-2012) e Banco de Portugal.

Esta redução assume particular importância porque se concentra nas empresas em expansão, cuja rotação de trabalhadores caiu 58 por cento. Nas empresas em contração, a rotação manteve-se constante. Em resultado, a rotação nas empresas em expansão representava 56 por cento do total, em 2007, e apenas 37 por cento, em 2012 (Quadro 2).

### Análise Setorial

Entre 2007 e 2012, todos os setores de atividade perderam emprego, mas as perdas foram mais acentuadas em especial na construção e em menor grau na indústria. Foi também nestes setores que as reduções das contratações e, note-se, das separações foram mais acentuadas.

Na construção, a perda de 132 mil postos de trabalho, 38 por cento do emprego face a 2007, resulta da redução do investimento privado (em habitação e empresarial) e em obras públicas. Na indústria, ainda que significativamente menor, a perda ronda 17 por cento no mesmo período, o que corresponde a uma redução de 120 mil postos de trabalho. Apesar da dinâmica exportadora de 2011 e 2012, a dependência da indústria do mercado interno e as suas fragilidades estruturais induziram uma perda líquida de emprego. A indústria portuguesa tem vindo a perder emprego ao longo de toda a última década, tendo alguns dos seus sub-setores sofrido fortes reestruturações como respostas aos baixos níveis de produtividade e aumento da concorrência externa (os têxteis, vestuário e calçado são alguns exemplos). Em 2012, os serviços empregaram menos 75 mil trabalhadores do que em 2007, uma queda de 6 por cento. A resiliência do setor dos serviços reflete a sua menor sensibilidade ao ciclo económico, apesar do maior peso do emprego temporário e da maior rotação de trabalhadores.

Estruturalmente, os serviços são o setor em que há mais rotação, envolvendo em média 10 trabalhadores por empresa com rotação. Durante o período em análise, a rotação de trabalhadores caiu em todos os setores, mas mais intensamente na construção e nas empresas de serviços em expansão.

**Quadro 2**

**CONTRATAÇÕES, SEPARAÇÕES E ROTAÇÃO – INDÚSTRIA, CONSTRUÇÃO E SERVIÇOS**

	Indústria			Construção			Serviços			
	2007	2012	Variação	2007	2012	Variação	2007	2012	Variação	
Emprego	722 179	598 657	-17.1%	353 215	217 979	-135 236	1 352 007	1 276 500	-75 507	-5.6%
Contratações	39 938	23 367	-41.5%	46 812	18 168	-28 643	157 425	100 643	-56 782	-36.1%
Número de empresas com contratações	12 526	7 782	-37.9%	13 316	5 948	-7 368	39 276	26 816	-12 460	-31.7%
Contratações por empresa	3.2	3.0		3.5	3.1		4.0	3.8		
Separações	37 469	33 543	-3 926	40 811	32 043	-8 768	134 820	130 528	-4 292	-3.2%
Número de empresas com separações	12 898	10 703	-2 195	13 177	10 232	-2 945	37 402	36 428	-974	-2.6%
Separações por empresa	2.9	3.1		3.1	3.1		3.6	3.6		
Criação de emprego	23 964	13 962	-10 002	27 554	10 243	-17 311	77 777	46 400	-31 377	-40.3%
Número de empresas com criação de emprego	8 580	4 986	-3 594	9 351	3 740	-5 611	28 651	18 385	-10 265	-35.8%
Criação de emprego por empresa	2.8	2.8		2.9	2.7		2.7	2.5		
Destruição de emprego	21 495	24 138	2 643	21 553	24 118	2 565	55 172	76 286	21 114	38.3%
Número de empresas com destruição de emprego	8 192	7 955	-237	8 551	8 356	-195	24 944	28 459	3 515	14.1%
Destruição de emprego por empresa	2.6	3.0		2.5	2.9		2.2	2.7		
Rotação de trabalhadores	31 948	18 811	-13 138	38 516	15 851	-22 666	159 297	108 485	-50 812	-31.9%
Número de empresas com rotação	6 478	4 102	-2 376	6 510	3 070	-3 440	16 176	11 466	-4 709	-29.1%
Trabalhadores em rotação por empresa	4.9	4.6		5.9	5.2		9.8	9.5		
Rotação em empresas em expansão	15 435	7 268	-8 167	19 314	5 907	-13 407	93 271	40 339	-52 932	-56.8%
Empresas em expansão com rotação	2 531	1 306	-1 226	2 544	862	-1 683	5 551	3 036	-2 515	-45.3%
Trabalhadores em rotação por empresa em expansão	6.1	5.6		7.6	6.9		16.8	13.3		
Rotação em empresas em contração	9 932	7 404	-2 528	12 891	6 998	-5 894	46 842	54 495	7 653	16.3%
Empresas em contração com rotação	1 772	1 355	-417	1 884	1 195	-689	3 718	3 497	-221	-5.9%
Trabalhadores em rotação por empresa em contração	5.6	5.5		6.8	5.9		12.6	15.6		
Rotação em empresas estáveis	6 582	4 139	-2 443	6 312	2 947	-3 365	19 184	13 652	-5 533	-28.8%
Empresas estáveis com rotação	2 175	1 442	-733	2 082	1 014	-1 068	6 907	4 934	-1 974	-28.6%
Trabalhadores em rotação por empresa estável	3.0	2.9		3.0	2.9		2.8	2.8		

**Fontes:** Dados dos registos de remunerações da Segurança Social (2001-2012) e Banco de Portugal.

## 5. Conclusões

De acordo com os dados das remunerações declaradas à Segurança Social, a perda de emprego que se observou desde 2007 resultou da queda das contratações. Esta queda ocorreu num contexto de redução da rotação de trabalhadores nas empresas em crescimento. Em termos setoriais, foi nos setores da construção e da indústria que se registaram as reduções mais acentuadas das contratações e das separações.

A forte redução da rotação de trabalhadores condiciona a evolução da produtividade da economia nacional já que traduz a diminuição, por parte de trabalhadores e empresas, do investimento realizado na procura dos pares trabalhador-empresa mais produtivos. Esta evolução da rotação reflete adicionalmente a inexistência de novos investimentos produtivos, por norma associados a novas contratações, mesmo quando a empresa não aumenta o número global de trabalhadores.

Ao não investirem em novas relações laborais, as empresas hipotecam o seu maior motor de crescimento, o capital humano. As que estão em contração mantêm a mesma rotação de trabalhadores, mas as que estão em expansão deixam de contratar novos trabalhadores. Ao não terem acesso a novos empregos, os trabalhadores vêem limitadas as possibilidades de retorno dos seus investimentos em capital humano, o que potencia um sub-investimento em educação e formação e/ou promove a emigração.

## Referências

- Akerlof, George A., Andrew K. Rose e Janet Yellen, (1988), "Job switching and job satisfaction in the US labor market.", *Brookings papers on economic activity*, 495-594.
- Anderson, Patricia M., e Bruce Meyer, (1994), "The extent and consequences of job turnover.", *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics* 1994: 177-248.
- Banco de Portugal (2012), "Caixa 4.1 Os Fluxos de Emprego e de Trabalhadores no Mercado de Trabalho", *Relatório Anual do Conselho de Administração*, 135-138.
- Centeno, Mário, e Álvaro A. Novo, (2012), "Excess worker turnover and fixed-term contracts: Causal evidence in a two-tier system.", *Labour Economics* 19.3 : 320-328.
- Davis, Haltiwanger, J. Haltiwanger e J. Schuh, (1996), "Job Creation and Job Destruction.", Cambridge, MA, MIT PRESS.



CHOQUES DO PREÇO DO PETRÓLEO E OS SEUS EFEITOS SOBRE  
A ATIVIDADE ECONÓMICA E PREÇOS: UMA APLICAÇÃO PARA  
PORTUGAL

PREVISÃO DE CURTO PRAZO DAS RECEITAS DOS IMPOSTOS  
INDIRETOS: UMA APLICAÇÃO PARA PORTUGAL

O CICLO MUNDIAL DE EXPORTAÇÕES DE TURISMO

PREVISÃO DE RETORNOS AGREGADOS  
UTILIZANDO *VALUATION RATIOS*, *OUT-OF-SAMPLE*





# CHOQUES DO PREÇO DO PETRÓLEO E OS SEUS EFEITOS SOBRE A ATIVIDADE ECONÓMICA E PREÇOS: UMA APLICAÇÃO PARA PORTUGAL\*

*Francisco Craveiro Dias\*\**

## RESUMO

Neste artigo estimam-se os efeitos dos choques de petróleo sobre indicadores da atividade económica - produto e emprego - e a inflação para a economia portuguesa, com base num modelo VAR estrutural. No atual período de ajustamento torna-se relevante ter uma medida quantitativa destes efeitos, tanto mais que a conjuntura internacional se encontra em forte arrefecimento e existe uma elevada incerteza acerca desse processo de ajustamento. Os resultados das estimações, face a um aumento do preço de petróleo de cerca de 13 por cento em dólares, apontam para efeito redutor no nível do PIB no longo prazo - após cinco anos - de 0.7 pontos percentuais com quase metade do ajustamento a ter lugar no segundo ano após o choque. O padrão do efeito no emprego no setor privado é muito similar, ainda que marginalmente menor. Quanto ao preço no consumidor, os resultados traduzem-se numa inflação mais elevada nos dois primeiros anos (0.25 e 0.05 pontos percentuais no primeiro e no segundo ano, respetivamente). Este efeito tem um caráter temporário, pois a partir do terceiro ano, o impacto reduz-se lentamente, com um efeito de longo prazo no nível de preços praticamente nulo.

## 1. Introdução

Durante o período recente a economia portuguesa tem sido confrontada com um exigente processo de ajustamento dos desequilíbrios macroeconómicos acumulados ao longo de mais de uma década. Este ajustamento, que é enquadrado pelo Programa de Assistência Económica e Financeira (PAEF), tem-se traduzido numa expressiva contração da atividade económica induzida pela forte retração da procura interna em resultado do impacto das medidas de consolidação orçamental tomadas pelas autoridades com vista a satisfazer as metas de défice público estabelecidas no programa. Por sua vez, as exportações que se revelaram como a única componente da despesa que registou uma evolução positiva durante este período, têm apresentado alguma desaceleração recentemente devido ao recuo da procura externa dirigida à economia portuguesa. Este comportamento tem sido provocado, em particular, pelo progressivo arrefecimento da atividade num número alargado de países da área do euro, para onde é orientada uma parcela expressiva das exportações de bens e serviços. Neste contexto, conhecer os efeitos de choques com impactos depressivos sobre a atividade afigura-se relevante para a realização de projeções para a economia portuguesa. Desde o segundo trimestre de 2009, o preço do petróleo tem subido expressivamente, o que, de acordo com padrões convencionais, exerce um efeito contracionista sobre o produto. Este trabalho pretende estimar os efeitos de choques de petróleo sobre a atividade

---

\* O autor agradece a Carlos Robalo Marques, Mário Centeno, Ricardo Félix e José Ferreira Machado pelos seus comentários e sugestões. As opiniões expressas neste artigo são da responsabilidade do autor, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade do autor.

\*\* Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

económica e a inflação para a economia portuguesa. Adicionalmente, grandes variações no preço de petróleo podem ter também consequências significativas na balança externa, atendendo a importância que os bens energéticos têm no conjunto das importações.

No que se refere a choques desta natureza, a economia mundial tem sido confrontada com grandes flutuações de preços do petróleo desde início da década de 1970, com efeitos mais ou menos severos, e por vezes prolongados, sobre os principais agregados macroeconómicos em vários países. Medir os efeitos de alterações do preço de petróleo sobre as principais variáveis económicas, em especial sobre a atividade económica e a inflação, é um tema de investigação empírica ativa há bastante tempo. A preocupação na medição desses efeitos foi desencadeada fundamentalmente na sequência de dois eventos políticos que tiveram lugar nos anos de 1970 – o embargo de petróleo da OPEC durante a Guerra do Yom Kippur em 1973 e a guerra do Irão/Iraque em 1979. Na sequência destes eventos as economias foram confrontadas com expressivos aumentos de preços de petróleo, que quase duplicaram. Estas subidas abruptas dos preços, foram seguidas por expressivos aumentos na taxa de inflação e reduções intensas e bruscas do produto e de aumentos de desemprego à escala mundial.

As primeiras referências importantes na literatura são de Rasche e Tatom (1977, 1981) e Tatom (1981). A partir da década de 1980, assumem relevância os contributos de Hamilton (1983, 1985, 1996). Na verdade, foi este autor o primeiro a apontar, no seu artigo de 1983, que “quase todas as recessões nos EUA desde a Segunda Guerra Mundial tinham sido precedidas por aumentos do preço do petróleo bruto”. Mais ou menos em simultâneo, Darby (1982), Burbidge e Harrison (1984), e Gisser e Goodwin (1986), entre outros, também tiveram importantes contribuições para essa literatura empírica. Ao nível teórico o contributo mais relevante foi o trabalho seminal de Bruno e Sachs (1985).

A maior parte dos resultados empíricos neste domínio foram obtidos com base em modelos uniequacionais, focando sobre a interação de poucas variáveis, ou em modelos autoregressivos vetoriais (VAR), com estimação das correspondentes funções de resposta a impulso. Desde muito cedo, a magnitude do efeito da subida do preço do petróleo sobre a atividade e os restantes preços intrigou os economistas, atendendo quer à reduzida expressão do petróleo na cadeia de produção, quer ao peso das despesas de petróleo no cabaz de despesas das famílias.

As estimativas obtidas para períodos mais recentes, do impacto de variações do preço do petróleo sobre as variáveis macroeconómicas reduziu-se, lançando dúvidas sobre as relações económicas até aí apresentadas na literatura e originando inclusivamente interrogações sobre a importância de choques do preço do petróleo sobre as flutuações económicas. Estas novas estimativas estimularam uma nova literatura, orientada para responder a várias questões relacionadas com este tema. Designadamente, a estabilidade das relações de preços do petróleo com certas variáveis macroeconómicas: Hooker (1996) e Hamilton (1996); a possibilidade de assimetria de efeitos de subidas e descidas do preço do petróleo sobre a economia: Mork (1989) e Hooker (2002); a possibilidade de existência de relações não-lineares entre as alterações de preço do petróleo e o crescimento do PIB: Lee, Ni e Ratti (1995) e Hamilton (2003 e 2011); a identificação de fatores adicionais, para além de choques de petróleo, que possam ter desempenhado um papel relevante no impacto pronunciado sobre a economia na década de 1970, em particular o papel da política monetária: Bernanke, Gertler e Watson (1997) e Barsky e Kilian (2002).

Ao nível teórico destacaram-se neste domínio os artigos de Rotemberg e Woodford (1996) e Finn (2000), cuja investigação assentou em modelos agregados para a economia, baseados em dados simulados. Estes trabalhos procuram identificar condições e canais através dos quais estes modelos conduzem a resultados para os choques de petróleo de magnitude semelhante aos encontrados na literatura empírica.

No período mais recente, em particular após 1999, ocorreram subidas de preço do petróleo de uma magnitude muito semelhante às observadas nos anos 70, e que originaram em todos os países efeitos sobre o produto e a inflação de dimensão nada comparável aos presenciados na década de 70. Os efeitos dessas subidas de preço do petróleo provocaram alterações bem mais limitadas na taxa de crescimento do produto e da inflação. Na sequência destas observações, Blanchard e Galli (2007) (B&G daqui em diante)

procuram identificar possíveis fatores explicativos para a alteração dos efeitos do preço do petróleo entre os anos 1970 e os anos 2000. Para além de medir os efeitos de choques de petróleo sobre a atividade e preços para vários países, com duas amostras distintas, estes autores, procuram sugerir possíveis explicações para as diferenças de magnitude no impacto estimado para os dois subperíodos. Para esse efeito utilizaram um modelo simples neo-keynesiano, identificando três canais: que, no período mais recente, contribuíram para uma mitigação do impacto: (i) a observação de maior flexibilidade de salários reais, (ii) maior compromisso por parte dos bancos centrais em manter a inflação controlada e (iii) menor peso do petróleo na produção e no consumo. Os autores concluem que estes três fatores tiveram um papel relevante na redução dos efeitos do petróleo sobre a atividade e inflação no período pós década de 1970.

Neste trabalho pretende-se estimar os efeitos de choques de petróleo sobre a atividade económica e a inflação para a economia portuguesa, recorrendo a um modelo VAR estrutural. Para esse efeito, vai-se seguir de perto a metodologia utilizada em B&G.

O trabalho é organizado da seguinte forma. No ponto seguinte apresenta-se uma breve exposição da metodologia, assim como as soluções adotadas para algumas questões relevantes que têm que ser resolvidas na sua formulação. Na secção 3 faz-se uma descrição das variáveis que são utilizadas no modelo, bem como uma referência às transformações a que as mesmas foram sujeitas. Os resultados da estimação seguem na secção 4, e as conclusões constam no último ponto.

## 2. Metodologia

Para estimar os efeitos de choques petróleo sobre a atividade e os preços para a economia portuguesa vai-se utilizar um modelo VAR estrutural<sup>1</sup>. Estes modelos têm sido utilizados com bastante frequência em aplicações empíricas na estimação de efeitos de alterações de preços de petróleo sobre a economia (Burbidge e Harrison (1984), Hooker (1996) e B&G entre outros), dado que permitem obter um perfil temporal dos efeitos de choques sobre o conjunto de variáveis que fazem parte do modelo.

No desenho de qualquer modelo VAR, uma primeira questão que se levanta é a escolha das variáveis a incluir na sua formulação. Devido às características intrínsecas deste tipo de instrumento, estes modelos abrangem um número limitado de variáveis na sua formulação. Isto deve-se ao facto de todas as variáveis serem incluídas com um número de defasamentos fixo em todas as equações do modelo na sua forma reduzida, conjugado com a dimensão, tipicamente limitada, das séries temporais macroeconómicas que se dispõe habitualmente em aplicações empíricas. Na aplicação para Portugal, foram incluídas seis variáveis no modelo, designadamente o preço do petróleo, três variáveis nominais (índice de preços no consumidor, deflator do PIB e salários) e duas variáveis quantitativas relacionadas com a atividade (PIB e emprego). A escolha destas variáveis é justificada à luz do objetivo do estudo: medir os efeitos de choques de petróleo sobre a atividade e preços. Uma descrição mais detalhada das séries será apresentada na secção seguinte.

Uma segunda questão que tem que ser atendida na fase de estimação diz respeito ao número de defasamentos das variáveis a incluir nas equações. Habitualmente existem indicadores, baseados em testes estatísticos, para determinar o número de defasamentos a incluir no modelo: critério de Akaike (AIC) ou de Bayes (BIC), entre outros. Nesta aplicação e atendendo à relativa reduzida dimensão temporal das séries vamos utilizar quatro defasamentos, para evitar problemas de sobre ajustamento na estimação e para ultrapassar o problema de graus de liberdade.

---

<sup>1</sup> A formulação do modelo VAR que foi desenvolvido originalmente por Sims (1980), é um modelo linear multivariado, constituídos por  $n$ -equações e  $n$ -variáveis, em que o valor corrente de cada variável é explicado pelo pelos seus valores defasados bem como os valores correntes e defasados das restantes  $(n-1)$  variáveis. Este instrumento econométrico simples, permite descobrir importantes dinâmicas entre as séries temporais multivariadas, obrigando no seu processo, à imposição dum número muito limitado de restrições na sua formulação, contrariamente aos modelos estruturais existentes na época. Para uma descrição detalhada deste modelos, ver por exemplo Hamilton (1994).

Por fim coloca-se a questão da identificação de choques no modelo VAR estrutural. Uma vez que o objetivo do estudo é estimar efeito de choques de petróleo sobre a atividade e preços, é necessário identificar a parte de flutuação macroeconómica associada a variações exógenas do preço do petróleo. Para esse efeito, vamos cingir-nos à identificação parcial do modelo seguindo B&G e Rotemberg e Woodford (1996). Esta identificação do choque de petróleo baseia-se na hipótese que a série do preço do petróleo não é afetada contemporaneamente pelas variações de preços e quantidades internas – as outras variáveis incluídas no modelo. Por outras palavras, variações inesperadas no preço do petróleo são exógenas relativamente a variações contemporâneas das restantes variáveis do modelo. Isto significa que os resíduos da equação do preço do petróleo na sua forma reduzida, correspondem a choques de petróleo. Esta hipótese, no caso de uma pequena economia aberta, como a portuguesa, é pacífica, uma vez que é relativamente consensual admitir que alteração nas variáveis internas – indicadores de atividade e de preços - não influenciam contemporaneamente a evolução do preço de petróleo.

### 3. Informação sobre os dados utilizados na estimação

Como foi referido anteriormente, o modelo inclui ao todo seis variáveis, de periodicidade trimestral, na sua formulação: preço do petróleo, índice de preço no consumidor, deflator do produto interno bruto, índice de salários no setor privado, produto interno bruto e emprego no setor privado, que não inclui nem os hospitais nem o setor agrícola.

Convém esclarecer alguns pontos sobre as variáveis que foram consideradas no processo de estimação. Todas as variáveis, com exceção do preço de petróleo, têm como fonte o Instituto Nacional de Estatística (INE) e Banco de Portugal. A série do preço do petróleo tem como fonte o BCE, ainda que originariamente seja recolhida das publicações do Fundo Monetário Internacional (FMI). A série de salários do setor privado teve que ser alisada para o período 1995T1-2012T4, pois a série original para esta parte da amostra apresentava uma elevada sazonalidade. Para esse efeito recorreu-se a uma média móvel centrada de cinco trimestres. Adicionalmente, todas as variáveis foram previamente transformadas em logaritmos antes duma primeira diferenciação, como é habitual na literatura, para obviar o problema de não estacionaridade das variáveis. Convém frisar, no entanto, que apesar desta transformação as variáveis de preços internos apresentam ainda alguma não estacionaridade, com um padrão análogo na parte inicial da amostra (Gráfico 1). Este facto não constituirá um problema para a estimação como se verá mais adiante. Assim, as séries que entram no modelo referem-se a taxas de variação trimestrais das variáveis escolhidas.

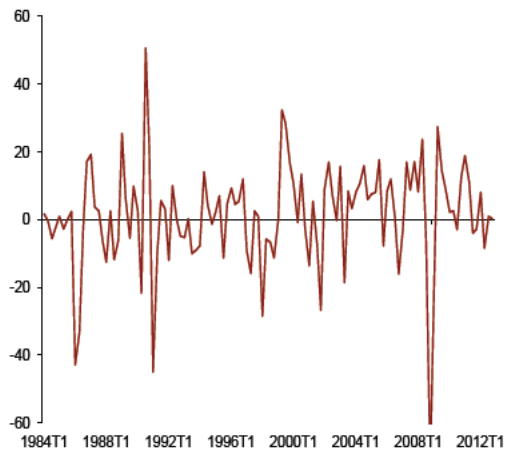
No caso base, para a estimação do modelo considerou-se uma amostra que abrange o período 1984T1-2012T4, para evitar que a informação referente ao período pré-1984 possa enviesar os efeitos para o período mais recente. Esta é uma opção habitual na literatura. Durante o período 1984T1-2012T4 ocorreram três grandes choques no preço de petróleo, definidos como episódios em que se assistiu a variações acumuladas do preço de petróleo (em logaritmos) que excederam os 50 por cento, e que persistiram por um período superior a um ano. O primeiro episódio começou em 1999T2 e durou seis trimestres com uma subida acumulada de preço de cerca de 120 por cento. O segundo período de crescimento iniciou em 2002T1 e prolongou-se durante quase cinco anos com uma subida global, com pequenas oscilações, de quase 130 por cento. Finalmente o último episódio que durou três anos começou em 2009T2, com o preço de petróleo a duplicar no período (Gráfico 2). Este último episódio distingue-se dos anteriores por ter sido antecedido por uma queda abrupta e significativa do preço do petróleo.

O mesmo exercício de estimação foi conduzido para uma amostra mais curta (1984T1-2008T4), excluindo assim o recente período de ajustamento da economia portuguesa no quadro do PAEF, com vista a apurar a robustez de resultados. Com este exercício pretendeu-se verificar se o atual processo de ajustamento afeta os resultados obtidos para a amostra base. Desta forma não é incluído o período do terceiro grande choque petrolífero que ocorreu a partir de 2009T2.

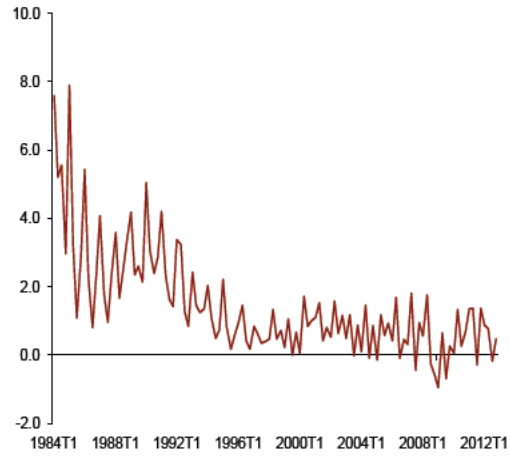
Gráfico 1

VARIÁVEIS INCLUÍDAS NO MODELO VAR | PRIMEIRAS DIFERENÇAS DE LOGARITMO

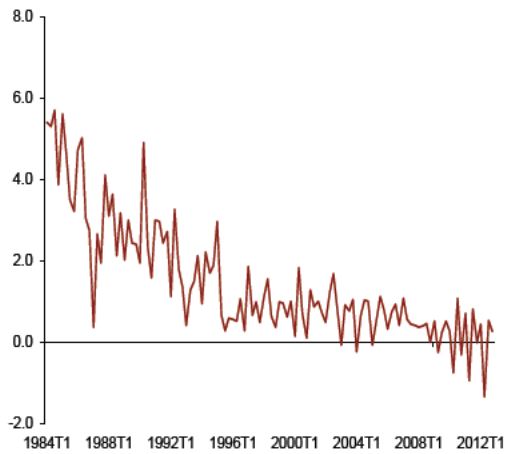
Preço do petróleo



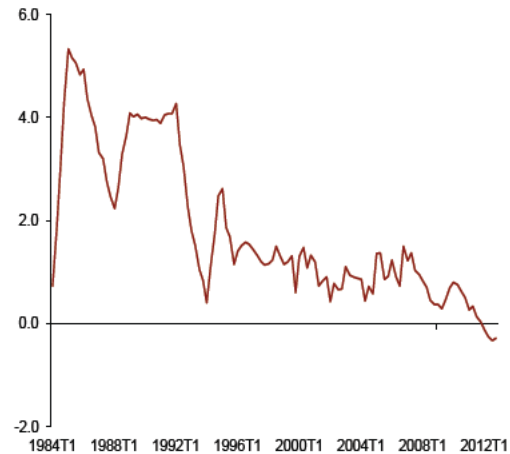
Preço no consumidor



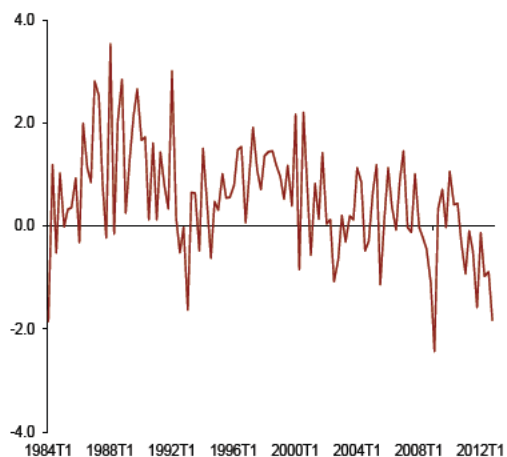
Deflator do PIB



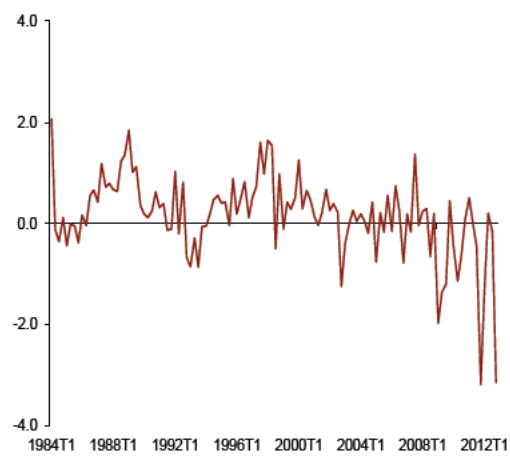
Salário no setor privado



Produto Interno bruto



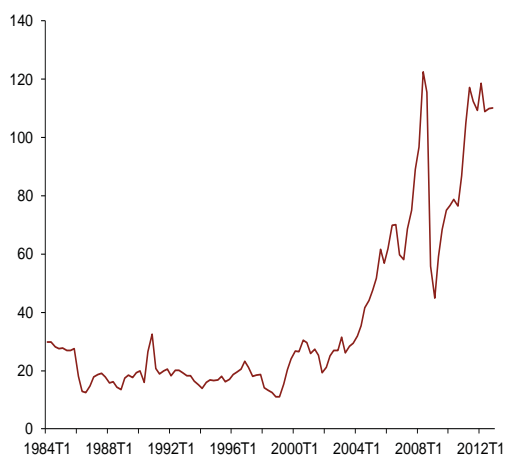
Emprego no setor privado



Fontes: BCE, FMI, INE e Banco de Portugal.

## Gráfico 2

## PREÇO DO PETRÓLEO



Fontes: BCE e FMI.

#### 4. Resultados da estimação

O modelo VAR, na sua forma reduzida, pode ser descrito como:

$$y_t = A(L) y_{t-1} + u_t$$

onde, o vetor  $y_t$  inclui as seis variáveis mencionadas acima.  $A(L)$  é uma matriz, de ordem  $6 \times 6$ , de polinómios no operador de desfasamento  $L$ . Os polinómios são de grau três de forma a contemplar os quatro desfasamentos que foram assumidos para a forma reduzida. Os resíduos das equações do modelo na forma reduzida têm uma distribuição aproximadamente normal e não exibem uma correlação serial significativa.

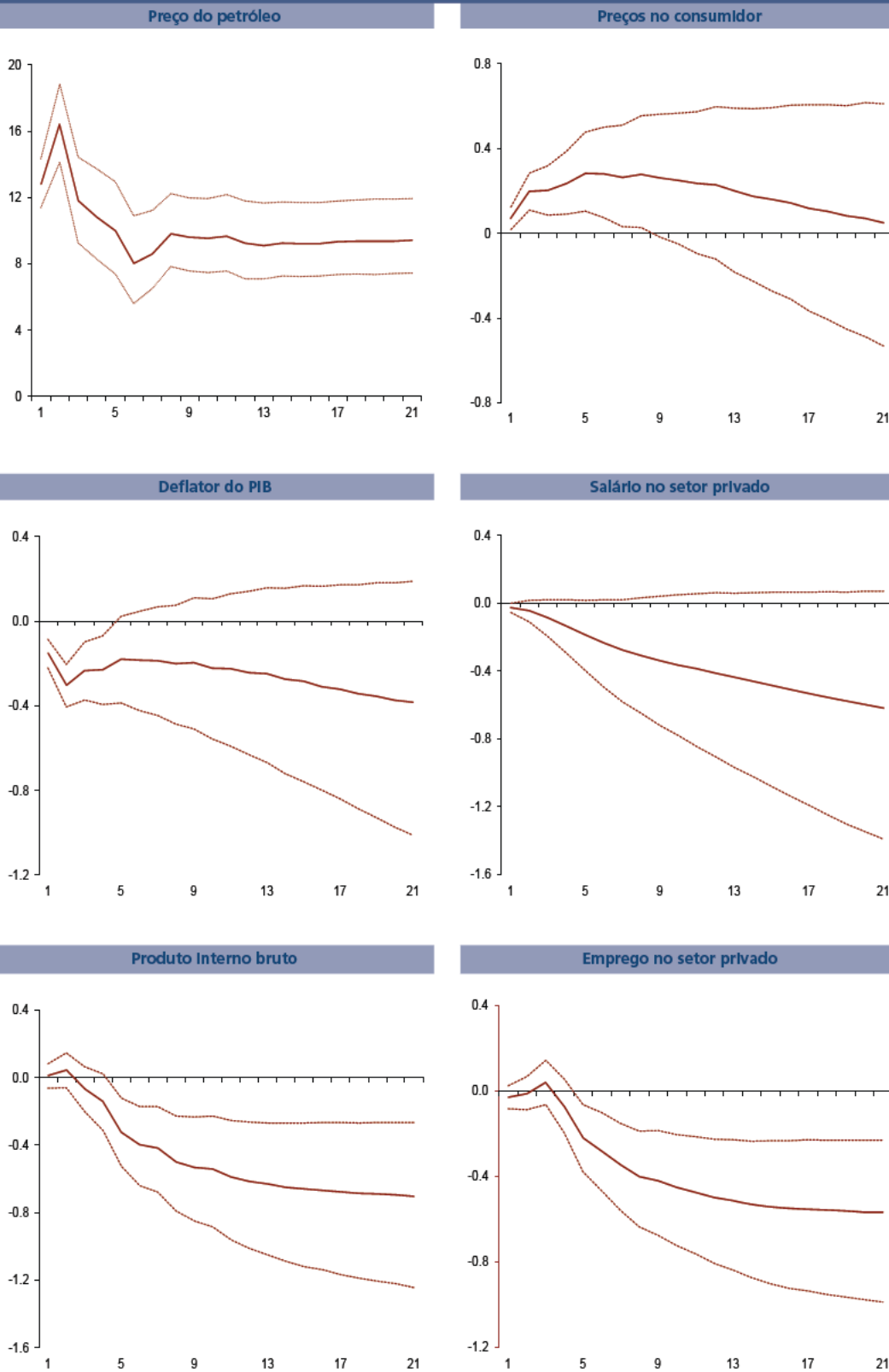
O modelo VAR estrutural permite determinar as funções respostas a impulsos. Estas funções comparam as trajetórias das variáveis do modelo sujeito a um choque no preço do petróleo com as trajetórias num cenário base sem choque de petróleo. Uma descrição recente das virtualidades e limitações dos modelos VAR pode ser encontrada em Stock e Watson (2007). As funções de resposta a impulso correspondem a estimações das reações do conjunto das variáveis do modelo a choques específicos. No nosso caso permitem calcular efeitos provocados por choques de petróleo – único choque identificado no modelo – sobre os preços, atividade e emprego. Estas funções foram estimadas como efeitos cumulativos ao longo do tempo, e correspondem, por isso, a variações sobre o nível das variáveis (em logaritmo).

As funções respostas (Gráfico 3), medem efeitos subjacentes a um choque no preço do petróleo com uma magnitude igual a um desvio padrão das inovações, e que corresponde a um aumento de cerca de 13 por cento. Nos gráficos, conjuntamente com as respostas medianas, apresentam-se intervalos de confiança de um desvio padrão, a que corresponde um nível de confiança de cerca de 68% (calculados recorrendo ao método de *bootstrap* baseado em 5000 tiragens e aplicando a correção proposta por Kilian (1998)).

As estimativas das respostas a impulsos seguem, de uma maneira geral, o padrão convencional dos efeitos de choques de petróleo - efeito depressivo sobre a atividade e emprego e inflacionista nos preços. O efeito sobre o IPC aponta para uma subida gradual de preços que se prolonga por um período de dois anos, atingindo um pico após aproximadamente oito trimestres (0.3). A partir do terceiro ano, o impacto reduz-se lentamente, com um efeito de longo prazo – após cinco anos - no nível de preços praticamente nulo. Em termos de inflação, este resultado traduz-se numa inflação mais elevada nos dois primeiros anos (0.25 e 0.05 pontos percentuais no primeiro e no segundo ano, respetivamente).

**Gráfico 3**

FUNÇÕES DE RESPOSTA A CHOQUE DO PREÇO DO PETRÓLEO | DESVIO PERCENTUAL FACE AO CENÁRIO BASE (SEM CHOQUE)



**Fonte:** Cálculos do autor.

**Nota:** Trimestres nos eixos das abcissas.

O padrão de resposta do PIB e do emprego no setor privado têm um perfil bastante parecido, com um efeito negativo sobre a atividade e o mercado de trabalho. As estimativas para a atividade apontam para uma perda de cerca de 0.7 pontos percentuais no nível do PIB no longo prazo, com quase metade do ajustamento a ter lugar no segundo ano após o choque. O perfil da função de resposta do emprego é marginalmente menor em magnitude, pelo que a produtividade se mantém virtualmente inalterada após o choque. A resposta do deflator do PIB é menos convencional, um efeito negativo, ainda que seja estatisticamente não significativa ao fim de quatro trimestres, como também acontece com os salários do setor privado. Efeitos de igual sinal também foram estimados para a França e para a Alemanha por B&G.

Para os Estados Unidos e para o período 1984T1-2005T4, B&G obtêm valores para as funções de resposta sobre o preço no consumidor, que apontam para efeitos do choque de petróleo no longo prazo de 0.25 pontos percentuais. Por sua vez, os efeitos sobre a atividade são bem mais moderados, cerca de um terço dos obtidos aqui. Esteves e Neves (2004), utilizando dados anuais e uma amostra que inclui parte da década de 1970 obtêm estimativas mais significativas para Portugal, em termos absolutos, principalmente no que concerne ao IPC.

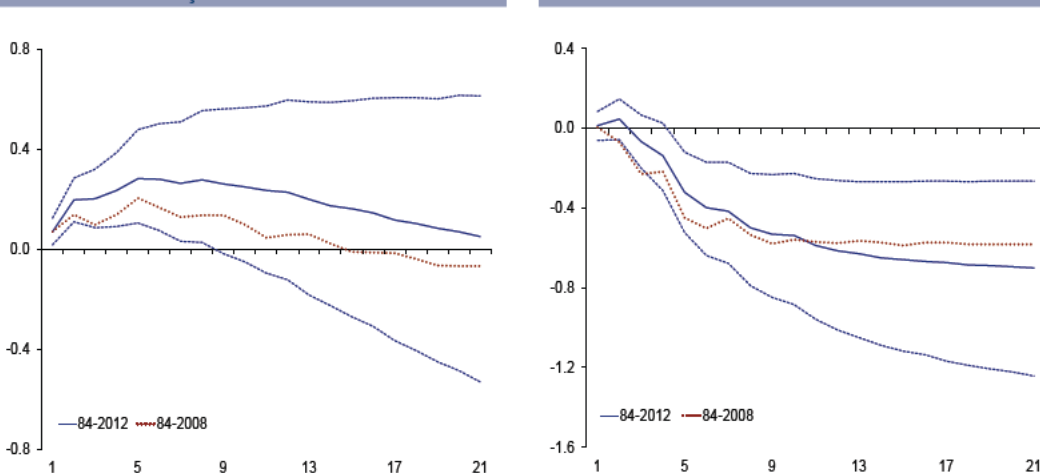
Como foi mencionado anteriormente, o mesmo modelo VAR estrutural foi também estimado para uma amostra mais curta - 1984T1-2008T4 - para inferir a sensibilidade dos resultados ao recente período de ajustamento da economia portuguesa no quadro do PAEF.

Para efeitos de comparação apresentam-se os gráficos das funções de resposta apenas para as duas variáveis relevantes – IPC e PIB – para as duas amostras consideradas (Gráfico 4). Adicionalmente, incluiu-se o intervalo de confiança para a primeira amostra considerada. Para a amostra mais curta as funções de resposta caem dentro dos intervalos de confiança anteriormente obtidos, pelo que se pode concluir que são estatisticamente similares, e com padrões temporais bastante semelhantes. Quanto às diferenças quantitativas, verifica-se que os efeitos de longo prazo se reduzem em termos absolutos, principalmente no que se refere ao IPC. Por sua vez o padrão e a magnitude do efeito sobre o PIB ao longo dos cinco anos mantêm-se virtualmente inalterados, o que confere uma certa robustez aos resultados obtidos com a primeira amostra.

Finalmente, o mesmo modelo foi também estimado para o período 1993T1-2012T4 de forma a excluir o período em que variáveis nominais apresentam alguma não estacionaridade e os resultados das funções

**Gráfico 4**

**FUNÇÕES DE RESPOSTA A CHOQUE DO PREÇO DO PETRÓLEO | ESTIMADOS PARA AMOSTRAS DIFERENTES**



**Fonte:** Cálculos do autor.

**Nota:** Trimestres nos eixos das abcissas.



de resposta não se alteraram significativamente, mantendo-se dentro das bandas de confiança encontradas para a amostra mais longa. Estes resultados demonstram que a não estacionaridade das variáveis nominais, na parte inicial da amostra, não constitui um problema para a estimação.

## 5. Conclusões

Neste trabalho estimam-se os efeitos dos choques de petróleo sobre o PIB e a inflação para a economia portuguesa, recorrendo a um modelo VAR estrutural. No atual período de ajustamento torna-se relevante ter uma medida quantitativa destes efeitos, tanto mais que a conjuntura internacional se encontra em forte arrefecimento e existe uma elevada incerteza acerca desse processo de ajustamento.

No modelo VAR estrutural, a estratégia de identificação parcial adotada permitiu separar o choque de petróleo com vista a estimar funções de resposta a impulsos sobre o conjunto de variáveis utilizados no modelo – preços, PIB e emprego. O exercício de estimação foi levado a cabo para uma amostra base que cobre o período 1984T1-2012T4.

As estimativas das respostas a impulso seguem, de uma maneira geral, o padrão convencional dos efeitos de choques de petróleo sobre a atividade e a inflação – efeito depressivo sobre o PIB e inflacionista sobre os preços. A subida do preço do petróleo numa magnitude igual a um desvio padrão do choque identificado – equivalente a cerca de 13 por cento em dólares – provoca, comparativamente a um cenário base sem choque de petróleo, uma subida gradual no índice de preço no consumidor ao longo dos dois primeiros anos, concentrada predominantemente no primeiro ano, e reverte a partir do terceiro ano. Em termos de inflação, o efeito incremental no primeiro ano é próximo de 0.3 pontos percentuais e marginal no segundo.

Por sua vez, o padrão de resposta do PIB e do emprego no setor privado tem um perfil depressivo bastante semelhante, implicando um efeito sobre a produtividade virtualmente nulo. O crescimento da atividade é afetado negativamente, basicamente no segundo ano após o choque – cerca de um terço ponto percentual, e mais limitado no primeiro. As estimativas para a atividade apontam para uma perda de cerca de 0.7 pontos percentuais no nível do PIB no longo prazo, comparativamente a um cenário sem choque.

O mesmo exercício para uma amostra mais curta - 1984T1-2008T4, que exclui o recente período de ajustamento da economia portuguesa, conduziu a funções de resposta a impulso estatisticamente iguais às da amostra base, o que confere robustez aos resultados aqui apresentados.

Estes resultados, para além de estabelecerem uma boa aproximação aos efeitos de choques de petróleo sobre a atividade e preços para a economia portuguesa, poderão também servir como elementos de comparação para as funções de resposta obtidas a partir de modelos de equilíbrio geral.

## Referências:

- Barsky, R and L. Kilian 2002, "Do we really know that oil caused the great stagflation?. A monetary alternative", *NBER Macroeconomics Annual*, 2001 137-183.
- Bernanke, B, M. Gertler and M. Watson 1997, "Systematic monetary policy and the effects of oil shocks", *Brooking Papers on Economic Activities*, 1997, 91-157.
- Blanchard, O. J. and J. Gali, 2007, "The macroeconomic effects of oil price shocks: Why are the 2000 so different from the 1970s?", *NBER WP 13368*.
- Burbidge, J. and A. Harrison 1984, "Testing for the effects of oil-price rises using Vector Autoregressions", *International Economic Review*, vol. 25(2), 459-484.
- Bruno, M. and J. Sachs 1985, "Economics of Worldwide stagflation", Cambridge, Mass: *Harward University Press*.

- Darby, M.R. 1982, "The Price of Oil and World Inflation and Recession", *American Economic Review*, vol. 72 (4), 738-751.
- Esteves, P e P. D. Neves 2004, "Efeitos económicos das flutuações do preço de petróleo", Banco de Portugal, *Boletim Económico - Inverno*, 53-65.
- Finn, M. G. 2000, "Perfect competition and the effects of energy price increases on economic activity", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 32, 400-416.
- Gisser, M. and T. H. Goodwin 1986, "Crude Oil and the Macroeconomy: Tests of Some Popular Notions", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 18(1), 95-103.
- Hamilton, J. 1983, "Oil and the Macroeconomy since World War II", *Journal of Political Economy*, vol. 91(2), 228-248.
- Hamilton, J. 1985, "Historical causes of postwar oil shocks and recessions", *Energy Journal*, vol. 6, 97-116.
- Hamilton, J. 1994, "Time Series Analysis", *Princeton University Press*, New York.
- Hamilton, J. 1996, "This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 3(2), 215-220
- Hamilton, J. (2003). "What is an oil shock?", *Journal of Econometrics*, vol. 113, 363-398
- Hamilton, J. 2011. "Nonlinearities and the macroeconomic effects of oil prices", *Macroeconomic Dynamics*, vol. 15 (S3), 364-378.
- Hooker, M. A. 1996, "What happened to the oil price-macroeconomy relationship?", *Journal of Monetary Economics*, vol. 3(2), 195-213.
- Hooker, M. A. 2002, "Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 34(2), 540-561.
- Kilian, L. 1998, "Small-Sample Confidence Interval for Impulse Response Functions", *The Review of Economics and Statistics* vol. 80, 218-230.
- Lee, K., S. Ni and R. Ratti 1995, "Oil Shocks and the Macroeconomy: The Role of Price Variability", *Energy Journal* vol. 16, 39-56.
- Mork, K.A. (1989), "Oil and the Macroeconomy when prices go up and down: An extension of Hamilton's results", *Journal of Political Economy*, vol. 97, 740-744.
- Rasche, R. H. and J. A. Tatom 1977, "Energy Resources and Potential GNP", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, vol. 59(June), 10-24.
- Rasche, R. H. and J. A. Tatom 1981, "Energy Price Shocks, Aggregate Supply, and Monetary Policy: The Theory and International Evidence", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 14 (eds.), K. Brunner and A. H. Meltzer. Amsterdam: North Holland.
- Rotemberg, J. J. and M. Woodford 1996, "Imperfect Competition and the effects of energy price Increases on Economic Activity", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 28, 549-577.
- Sims, C. 1980, "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, vol. 48 (January), 1-48.
- Stock, J. H. and M. W. Watson 2001, "Vector Autoregressions", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15 (Fall), 101-115.
- Tatom, J. A. 1981, "Energy Prices and Short-Run Economic Performance", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, vol. 63(January), 3-17.

# PREVISÃO DE CURTO PRAZO DAS RECEITAS DOS IMPOSTOS INDIRETOS: UMA APLICAÇÃO PARA PORTUGAL\*

Paulo Soares Esteves\*\* | Cláudia Rodrigues Braz\*\*\*

## RESUMO

No passado recente a avaliação atempada da evolução da situação orçamental tem ganho importância. Este tópico torna-se ainda mais relevante no caso de Portugal, por se encontrar sujeito a um Programa de Assistência Económica e Financeira. Neste contexto, este artigo pretende contribuir para a produção de previsões de curto prazo e com uma periodicidade infra-anual do défice orçamental em Portugal na ótica das Contas Nacionais. Está focado nas receitas fiscais associadas à tributação indireta e utiliza técnicas de “*short-term forecasting*”, que na literatura estão essencialmente orientadas para a evolução da conjuntura económica. Os resultados obtidos variam consoante os impostos considerados: IVA, Imposto sobre os Produtos Petrolíferos e Imposto sobre Veículos.

## 1. Introdução

O acesso a informação atempada e fiável sobre a situação económica é crucial para os decisores de política, uma vez que os resultados das medidas adotadas dependem da qualidade dessa avaliação. Tal preocupação originou a produção de uma extensa literatura na área de “*short-term forecasting*”, tanto de natureza eminentemente teórica centrada no desenvolvimento de novas técnicas analíticas, como de natureza empírica na avaliação relativa de metodologias. Até ao momento, o enfoque deste tipo de análise tem estado essencialmente orientado para a evolução da conjuntura económica, em particular ao nível da atividade e da inflação<sup>1</sup>.

No atual contexto de crise da dívida soberana nos países da área do euro, a preocupação de estimar a evolução de curto prazo de variáveis orçamentais tem ganho uma importância crescente. Tal preocupação é particularmente relevante para um país como Portugal sujeito a um Programa de Assistência Económica e Financeira, que contempla um processo de avaliação trimestral com base em critérios de desempenho que se traduzem em metas quantitativas estabelecidas ao nível de determinadas variáveis de finanças públicas.

A elaboração de estimativas orçamentais de curto prazo beneficia dos desenvolvimentos recentes na produção de estatísticas de finanças públicas com uma periodicidade inferior à anual. Na ótica da contabilidade pública, é de destacar a informação mais atempada e com maior nível de detalhe incluída mensalmente na Síntese da Execução Orçamental da Direção Geral do Orçamento (DGO). No que respeita

\* Os autores agradecem os comentários de Carlos Coimbra, Jorge Correia da Cunha, Francisco Dias, Maximiano Pinheiro, António Rua e João Amaral Tomaz. As opiniões expressas neste artigo são da responsabilidade do autor, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade dos autores.

\*\* Banco de Portugal, Gabinete do Governador.

\*\*\* Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

1 Em Bandura *et al.* (2011) apresenta-se uma discussão dos métodos alternativos na elaboração de previsões de curto prazo, bem como sobre os desafios que se colocam nesta área de investigação.

à ótica da contabilidade nacional, na qual são estabelecidos os compromissos orçamentais ao nível da União Europeia, as Contas Nacionais Trimestrais por Setor Institucional do Instituto Nacional de Estatística (INE) assumem um papel fundamental.

Este artigo pretende contribuir para a produção de previsões de curto prazo e com uma periodicidade infra-anual para o défice orçamental em Portugal na ótica das Contas Nacionais<sup>2</sup>. Está focado nas receitas fiscais associadas à tributação indireta<sup>3</sup>, dada a sua importância no conjunto da receita fiscal e pelo facto destes impostos estarem mais diretamente relacionados com variáveis macroeconómicas cuja evolução é mensalmente monitorizada no Banco de Portugal. Ao nível da informação de finanças públicas utilizaram-se os dados no período 1998-2012 relativos às receitas fiscais do Estado na ótica da contabilidade pública, que são atualmente divulgados mensalmente pela DGO três semanas após o final do período de referência.

Os resultados obtidos variam consoante os impostos considerados. Em relação ao Imposto sobre o Valor Acrescentado (IVA), a sua evolução no longo prazo apresenta uma elasticidade unitária relativamente a um indicador que tem em consideração a estrutura de consumo pelos produtos tributados a diferentes taxas de imposto. No curto prazo, a elasticidade relativamente às componentes de preços e de taxas de imposto desse indicador é igualmente unitária, enquanto a elasticidade em relação à componente de volume é claramente superior a um (1.5). No caso do Imposto sobre Produtos Petrolíferos (ISP), a sua evolução é explicada por um indicador baseado nas taxas de imposto por litro e nas quantidades vendidas de gasolina e gasóleo, com base numa elasticidade de longo prazo unitária e numa elasticidade de curto prazo ligeiramente superior a um. O Imposto sobre Veículos (ISV) é estimado utilizando apenas a quantidade de veículos automóveis vendidos, não se considerando assim o nível de tributação, uma vez que a sua tradução num indicador sintético é difícil de concretizar. Assim, neste caso não é possível estabelecer uma relação de longo prazo entre o nível das receitas e o indicador construído. A relação estimada baseia-se exclusivamente numa elasticidade de curto prazo entre a evolução das duas variáveis, a qual é ligeiramente inferior a um. Relativamente aos restantes impostos indiretos, a sua evolução é caracterizada por uma expressiva volatilidade e por uma aparente ausência de relação com a atividade económica. Desta forma, a sua projeção não é abordada neste artigo, devendo, no entanto, basear-se na aplicação de algumas hipóteses técnicas e na introdução de informação específica, relacionada nomeadamente com eventuais alterações fiscais.

O artigo está organizado da seguinte forma. A secção 2 apresenta sucintamente a estrutura atual das receitas fiscais. A secção 3 descreve os procedimentos adotados para estimar a evolução da receita dos diferentes impostos indiretos. Na secção 4 é realizada uma aplicação para 2012. Adicionalmente, de forma a analisar a robustez dos resultados estimados, procedeu-se a uma avaliação do modelo nos últimos dois anos fora do período utilizado para estimação. Finalmente, na secção 5 apresentam-se as as considerações finais.

## 2. Estrutura das receitas fiscais

As receitas fiscais das administrações públicas, definidas como o conjunto das receitas dos impostos sobre o rendimento e o património (impostos diretos) e dos impostos sobre a produção e a importação (impostos indiretos), têm verificado um acréscimo do seu peso em rácio do PIB nas últimas décadas, em

**2** As referências a aplicações deste tipo de metodologias a variáveis orçamentais são muito escassas na literatura. A título ilustrativo veja-se Camba-Mendez e Lamo (2004), que deduzem os valores do saldo orçamental trimestral na Alemanha e em Itália a partir de séries macroeconómicas relevantes com periodicidade trimestral, ou Leal *et al.* (2011), que constroem um modelo multivariado com frequências mistas para a monitorização de curto prazo do saldo orçamental em Espanha.

**3** As receitas da tributação indireta são designadas como impostos sobre a produção e a importação na ótica das Contas Nacionais.

particular até 2007. Com efeito, em 1995 o rácio das receitas fiscais no PIB ascendia a 20.8 por cento, aumentando para um valor máximo de 24.0 por cento em 2007 e diminuindo para 22.9 por cento em 2012. Neste período, cerca de metade do acréscimo é explicado pelo comportamento da receita dos impostos sobre a produção e a importação.

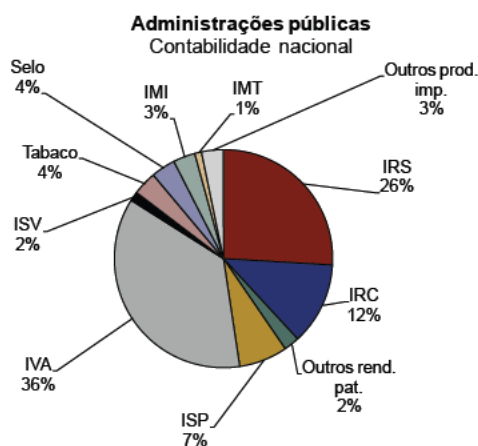
Em 2012, o total das receitas fiscais cifrava-se em 37.8 mil milhões de euros, o que representa 56 por cento do total de receita. Os impostos indiretos tinham no mesmo ano um peso no total da receita fiscal de cerca de 60 por cento. De destacar, pela sua importância, o IVA que representava 36 por cento da receita fiscal total e cerca de 70 por cento dos impostos indiretos (Gráfico 1). Em termos do seu peso na coleta dos impostos indiretos seguem-se o ISP (11 por cento), o Imposto do selo e o Imposto de consumo sobre o tabaco (ambos com 7 por cento) e o ISV (2 por cento).

Na ótica da contabilidade pública, as receitas fiscais do Estado situaram-se em 32 mil milhões de euros em 2012. Esta diferença é explicada em larga medida pela não inclusão das receitas fiscais de outros subsectores das administrações públicas, em particular da Segurança Social (IVA), da administração local (IRS, derrama, Imposto Municipal sobre Transmissões (IMT) e Imposto Municipal sobre Imóveis (IMI)) e da administração regional (IRS, IRC e IVA). Adicionalmente, em Contas Nacionais, são reclassificados como impostos montantes que em contabilidade pública são registados noutras rubricas, como em vendas de bens e serviços e/ou outras receitas correntes e de capital.

Ainda no que diz respeito à diferença entre os dois tipos de contabilidade, refira-se que em Contas Nacionais os impostos são registados tanto numa ótica de “caixa”, à semelhança do que é feito em contabilidade pública, como numa ótica de “caixa ajustada”, em que é efetuado um desfaseamento temporal por forma a atribuir a receita ao respetivo exercício económico. Um maior detalhe destes desfaseamentos é dado aquando dos modelos apresentados para cada um dos impostos.

Gráfico 1

ESTRUTURA DAS RECEITAS FISCAIS EM 2012



Fonte: INE.

### 3. Estimação/previsão das receitas dos impostos indiretos

#### 3.1. Imposto sobre o Valor Acrescentado

O indicador para as receitas de IVA pode ser aproximado pelo produto de uma taxa de imposto ( $t$ ) pelo consumo privado nominal antes da aplicação do imposto ( $C^*$ ). Importa salientar que este procedimento não permite replicar o nível observado da receita uma vez que se consideram apenas as receitas de IVA decorrentes do consumo privado, não se incluindo, em particular, as receitas associadas a parte dos consumos intermédios do setor privado<sup>4</sup>, ao consumo público (nas suas componentes de prestações sociais em espécie e consumo intermédio) e ao investimento público. De acordo com informação disponibilizada pelo INE relativa ao ano de 2010, o peso da receita de IVA não coberta pelo procedimento adotado correspondia a cerca de 38 por cento.

Na análise desenvolvida assumiu-se um desfasamento de 45 dias entre as despesas de consumo e a coleta do imposto, o que está em linha com a regra utilizada para converter os dados de contabilidade pública em Contas Nacionais. Com efeito, na compilação dos valores anuais, adiciona-se ao ano corrente 75 por cento da receita de janeiro e fevereiro do ano seguinte e subtrai-se 75 por cento da receita de janeiro e fevereiro do próprio ano. Assim, o indicador trimestral relevante destas receitas fiscais numa ótica de contabilidade pública pode ser descrito como uma média entre as receitas associadas ao consumo contemporâneo ( $t_t C_t^*$ ) e as relacionadas com o consumo no trimestre anterior ( $t_{t-1} C_{t-1}^*$ ).

$$I(iva)_t = 1/2 t_t C_t^* + 1/2 t_{t-1} C_{t-1}^* \quad (1)$$

Este indicador de receitas de IVA tem de ser reescrito de uma forma mais detalhada de forma a incorporar a incidência de diferentes taxas de IVA pelos vários agregados do consumo privado que são contemplados no cenário macroeconómico de curto prazo.

A taxa média teórica de IVA para o agregado de consumo  $j$  no período  $t$  ( $to_t^j$ ) é calculada tomando em consideração a taxa de imposto  $i$  no momento  $t$  ( $to_t^i$ ) e o peso do consumo do agregado  $j$  que está sujeito à taxa de imposto  $i$  ( $\alpha^{i,j}$ )

$$\begin{aligned} to_t^j &= \sum_i to_t^i \alpha^{i,j} \\ i &= 1, 2, 3, 4 \text{ (número de taxas de IVA)} \\ \sum_i \alpha^{i,j} &= 1, \forall j \end{aligned} \quad (2)$$

Estas taxas teóricas, que refletem a legislação, são ajustadas posteriormente tendo em vista a obtenção de taxas efetivas ( $te_t^j$ ) para cada um dos agregados de consumo. Assim a taxa de imposto utilizada para cada um dos agregados de consumo é dada por:

$$t_t^j = \frac{te_t^j}{to_t^j} \sum_i to_t^i \alpha^{i,j} \quad (3)$$

No cálculo das taxas efetivas utilizou-se informação de Contas Nacionais para as receitas de IVA associadas às várias componentes de consumo, com base na COICOP (*Classification of Individual Consumption According to Purpose*) a quatro dígitos no período de 2008 a 2010<sup>5</sup>. Como esta diferença varia entre setores, a utilização de taxas efetivas poderá ser particularmente importante para estimar os efeitos associados a alterações de taxas de IVA. Neste caso, assumiu-se como hipótese que o rácio entre as taxas efetivas e as taxas teóricas se manteria inalterado nos níveis observados<sup>6</sup>.

<sup>4</sup> Como é o caso de alguns setores isentos como a atividade bancária, a saúde e a educação.

<sup>5</sup> Dado o comportamento da receita do IVA em 2009, optou-se por utilizar na análise a média dos valores de 2008 e 2010.

<sup>6</sup> Os valores desses rácios situam-se em 0.89 no caso do IVA sobre os veículos automóveis, 0.74 para os bens alimentares, 0.66 no consumo de não duradouros não alimentares e 0.62 nos outros duradouros.

Na análise desenvolvida são consideradas as três taxas de IVA (reduzida, intermédia e normal), bem como o consumo que está isento. Adicionalmente as despesas de consumo antes de IVA para cada um dos agregados de consumo ( $C_t^{*j}$ ) são obtidas através das despesas de consumo observadas ( $C_t^j$ ) e da respetiva taxa de imposto média ( $t_t^j$ ), utilizando a seguinte expressão.

$$C_t^{*j} = \frac{C_t^j}{(1 + t_t^j)} \quad (4)$$

A despesa nominal pode ser repartida entre quantidade ( $Q$ ) e preço ( $P$ ), assumindo-se que a diferença entre a despesa com IVA e sem IVA é refletida ao nível do deflator.

$$C_t^{*j} = Q_t^j P_t^{*j} = Q_t^j \frac{P_t^j}{(1 + t_t^j)} \quad (5)$$

Refira-se que a utilização do consumo antes da aplicação do IVA como base tributária permitirá uma avaliação mais rigorosa dos efeitos sobre a receita decorrentes de alterações nas taxas do imposto. Com efeito, a evolução dos preços pode não refletir totalmente o aumento (diminuição) das taxas de imposto, nomeadamente pela existência de uma contração (expansão) de margens de lucro. Nesta situação ocorre necessariamente uma redução (aumento) da base tributária e, deste modo, uma receita menor (maior).

Considerando quatro agregados de despesa de consumo ( $j$  = consumo de automóveis, consumo de outros duradouros, bens alimentares e outros bens não duradouros), é possível re-escrever o indicador de receitas de IVA como:

$$I(iva)_t = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^4 t_t^j Q_t^j P_t^{*j} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^4 t_{t-1}^j Q_{t-1}^j P_{t-1}^{*j} \quad (6)$$

Este indicador nominal pode ser decomposto em duas componentes: um indicador baseado em quantidades e taxas de imposto  $Iqt(iva)$  e um indicador de preços  $Ip(iva)$ .

O indicador de quantidades e taxas de imposto é definido através da aplicação das várias taxas de imposto efetivas às respetivas quantidades consumidas, determinadas com base nas séries de consumo expressas a preços constantes de um determinado ano.

$$Iqt(iva)_t = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^4 t_t^j Q_t^j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^4 t_{t-1}^j Q_{t-1}^j \quad (7)$$

Desta forma, este indicador  $Iqt$  acaba por refletir não só o volume de consumo como também o impacto das alterações de taxas de IVA. Seja  $Iq$  a expressão que mede o efeito volume:

$$Iq(iva)_t = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^4 Q_t^j + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^4 Q_{t-1}^j \quad (8)$$

Assim, a expressão que mede o efeito das taxas de imposto é obtida por diferença e corresponde a uma média ponderada das várias taxas de imposto, em que o ponderador reflete o peso de cada um dos agregados no consumo total.

$$It(iva)_t = \frac{Iqt(iva)_t}{Iq(iva)_t} = \sum_{j=1}^4 t_t^j \left( \frac{Q_t^j}{\sum_{j=1}^4 Q_t^j + Q_{t-1}^j} \right) + \sum_{j=1}^4 t_{t-1}^j \left( \frac{Q_{t-1}^j}{\sum_{j=1}^4 Q_t^j + Q_{t-1}^j} \right) \quad (9)$$

O indicador de preços é construído como o rácio entre o indicador nominal e o indicador de quantidades e taxas acima apresentado.

$$Ip(iva)_t = \frac{I(iva)_t}{Iqt(iva)_t} = \sum_{j=1}^4 \left( \frac{t_t^j Q_t^j}{\sum_{j=1}^4 t_t^j Q_t^j + \sum_{j=1}^4 t_{t-1}^j Q_{t-1}^j} \right) P_t^{*j} + \sum_{j=1}^4 \left( \frac{t_{t-1}^j Q_{t-1}^j}{\sum_{j=1}^4 t_t^j Q_t^j + \sum_{j=1}^4 t_{t-1}^j Q_{t-1}^j} \right) P_{t-1}^{*j} \quad (10)$$

O indicador de preços reflete assim uma média ponderada dos preços dos vários agregados de consumo, em que os pesos estão relacionados com a importância do respetivo agregado para o cálculo do indicador de volume e taxas de imposto.

Na construção destes indicadores foram incorporadas as diversas alterações das taxas de IVA que ocorreram ao longo do período considerado:

- (i) Junho de 2002: taxa normal aumenta de 17% para 19%
- (ii) Julho de 2005: taxa normal aumenta de 19% para 21%
- (iii) Julho de 2008: taxa normal diminui de 21% para 20%
- (iv) Julho de 2010: taxa normal aumenta de 20% para 21%  
taxa intermédia aumenta de 12% para 13%  
taxa reduzida aumenta de 5% para 6%.
- (v) Janeiro de 2011: taxa normal aumenta de 21% para 23%
- (vi) Outubro de 2011: taxa sobre a eletricidade e gás natural aumenta da reduzida (6%) para a normal (23%)
- (vii) Janeiro de 2012: taxa sobre a restauração aumenta da intermédia (13%) para a normal (23%)

Os pesos de cada taxa de IVA nos quatro agregados de consumo considerados são apresentados no quadro 1. Para o período mais recente estes pesos foram alterados de forma a incorporar as duas últimas alterações nas taxas do imposto. De acordo com estes valores, a taxa média efetiva de IVA sobre o consumo privado teria aumentado de 8.7 por cento em 2010 para 10.1 por cento em 2012.

O gráfico 2 apresenta a evolução do indicador construído *vis-à-vis* as receitas observadas de IVA, com ambas as variáveis avaliadas tanto em níveis como em taxas de variação homóloga, desde o primeiro trimestre de 1998 até ao quarto trimestre de 2012<sup>7</sup>.

### Quadro 1

	PESO DAS DESPESAS EM CONSUMO DAS FAMÍLIAS POR TAXAS DE IVA   EM PERCENTAGEM DO TOTAL			
	Taxa normal	Taxa intermédia	Taxa reduzida	Isento
Duradouros automóveis	100.0	0.0	0.0	0.0
Duradouros não automóveis	100.0	0.0	0.0	0.0
Não duradouros alimentares	22.9	11.7	65.5	0.0
Não duradouros não alimentares	43.9	14.4	24.3	17.5
a partir de outubro de 2011 <sup>(1)</sup>	48.0	14.4	20.2	17.5
a partir de janeiro de 2012 <sup>(2)</sup>	61.1	1.2	20.2	17.5

**Fonte:** Cálculos dos autores com base em dados de Contas Nacionais para o período de 2008 a 2010.

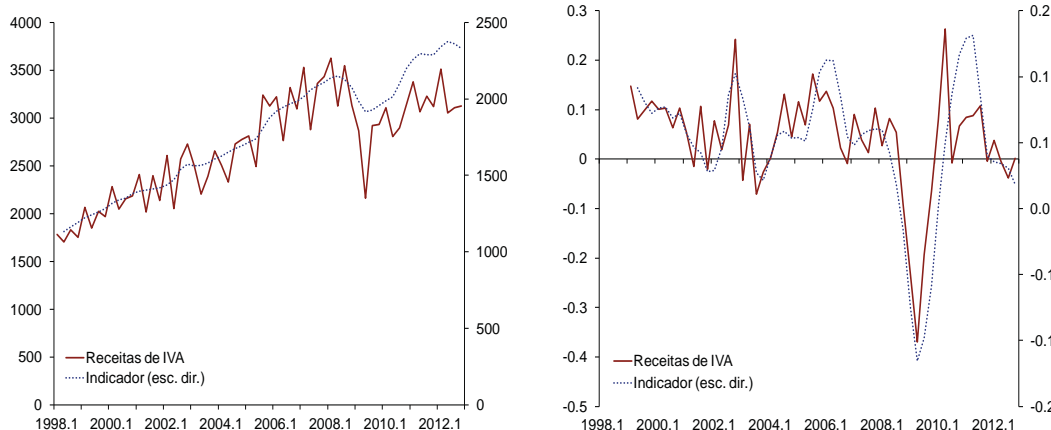
**Notas:** (1) De forma a refletir a alteração da taxa de IVA sobre o consumo de eletricidade e gás natural da taxa reduzida para a taxa normal, assumindo a hipótese de estrutura de consumo inalterada. (2) De forma a refletir a alteração da taxa de IVA sobre a despesa em restaurantes e cafés da taxa intermédia para a taxa normal, assumindo a hipótese de estrutura de consumo inalterada.

<sup>7</sup> As séries apresentadas estão corrigidas do efeito da cessão de créditos tributários por parte do Estado à Sagres, que ocorreu em dezembro de 2003. No caso do IVA este impacto foi avaliado em 808.5 milhões de euros de acordo com informação publicada pela DGO.



Gráfico 2

INDICADOR NOMINAL VS RECEITAS DE IVA OBSERVADAS



Fonte: Cálculos dos autores.

Em primeiro lugar, refira-se que o nível do indicador está persistentemente abaixo das receitas de IVA observadas (em 935 milhões de euros, em média no período considerado). Esta diferença poderá estar relacionada com o facto de, tal como mencionado atrás, o indicador não considerar outras componentes para além do consumo privado que também são tributadas em sede de IVA. Um outro aspeto que importa realçar é a existência de uma forte sazonalidade nas receitas de IVA. Tipicamente o primeiro trimestre regista um valor mais elevado o que estará relacionado com o facto das receitas registadas em fevereiro refletirem o consumo efetuado em dezembro<sup>8</sup>. Por último, saliente-se que o perfil de evolução homóloga trimestral das receitas de IVA também se caracteriza por uma significativa irregularidade<sup>9</sup>.

Refira-se que, contrariamente às receitas fiscais divulgadas pela DGO e aos dados de Contas Nacionais trimestrais das administrações públicas, o indicador construído está por definição ajustado de variações sazonais pelo facto de se basear no consumo privado das Contas Nacionais trimestrais, o qual está corrigido de sazonalidade. A estimação da relação entre as receitas de IVA e o indicador construído baseia-se em taxas de variação homóloga, o que permite diminuir a volatilidade e obviar os problemas relacionados com a sazonalidade das séries.

Com base no mesmo período, e considerando as variáveis medidas em logaritmos, as equações estimadas para a evolução de longo prazo e para a dinâmica de curto prazo sobre a forma de mecanismo corretor de erro são as seguintes (t-rácios entre parêntesis):

Solução de longo prazo:

$$IVA^* = 0.462 + 1.000 I(iva) + 0.053 S1 - 0.095 S2 - 0.023 S3 - 0.118 Ds2009q2$$

(32.80)                      (2.72)    (-4.97)    (1.20)    (-7.57)                      (11)

<sup>8</sup> Com base na informação mensal disponível, as receitas são também particularmente elevadas em maio, agosto e novembro, o que refletirá o facto de esses serem os meses em que se efetua a entrega do IVA apurado numa base trimestral.

<sup>9</sup> A série original, avaliada em primeira diferença de logaritmos, tem um valor médio de 1 por cento com um desvio padrão de 13 por cento. A série corrigida de sazonalidade (utilizando o procedimento *X11 ARIMA*) permite uma significativa redução do desvio padrão, o qual permanece no entanto ainda num nível muito elevado (7 por cento).

onde as variáveis *dummy*  $S_i$  ( $i=1,2,3$ ) captam os efeitos sazonais, enquanto a variável  $Ds2009q2$  representa uma alteração permanente a partir do segundo trimestre de 2009.

Evolução de curto prazo:

$$\begin{aligned} \Delta^4 IVA = & -0.010 + 1.527 \Delta^4 Iq(iva) + 1.000 \Delta^4 Ip(iva) + 1.000 \Delta^4 It(iva) \\ & (-1.66) \quad (7.58) \\ & - 0.701 [IVA_{t-4} - IVA_{t-4}^*] \\ & (-5.56) \\ & -0.219 D2009q2 + 0.121 D2009q2_{t-4} \\ & (-4.90) \quad (2.57) \end{aligned} \tag{12}$$

$R^2 = 0.776248$   $F(4,50) = 43.37 [0.000]$

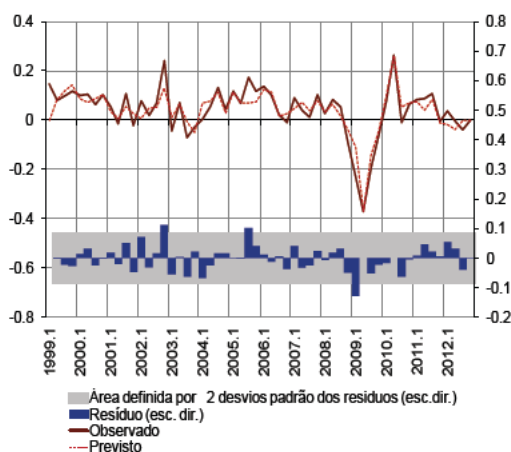
n.º de observações = 55 n.º de parâmetros = 5

AR 1-4 test:  $F(4,46) = 0.31366 [0.8674]$

O gráfico 3 apresenta a aderência da equação no período amostral considerado. No longo prazo assumiu-se que as receitas de IVA seguem o indicador com uma elasticidade unitária, apesar de alguns resultados preliminares apontarem para elasticidades ligeiramente inferiores a um. Por outro lado, existem alguns resultados que justificam a possibilidade de uma elasticidade superior a um, refletindo o facto dos bens com maior elasticidade-rendimento terem tradicionalmente taxas de imposto mais elevadas (ver Braz e Cunha, 2009). Assim, optou-se por introduzir a restrição de uma elasticidade unitária, hipótese que não foi rejeitada em estimações em que se obtiveram resultados para este coeficiente estatisticamente semelhantes a um.

**Gráfico 3**

**AJUSTAMENTO DA EQUAÇÃO DE RECEITAS DE IVA | TAXAS DE VARIAÇÃO HOMÓLOGA (LOGS)**



Fonte: Cálculos dos autores.

Adicionalmente, ainda a nível da evolução de longo prazo das receitas de IVA, os dados sugerem uma alteração permanente nesta relação entre as receitas de IVA e o indicador construído, o que foi considerado através de uma variável *dummy* a partir do segundo trimestre de 2009. Não existe atualmente uma boa explicação para este fenómeno, mas a evolução desfavorável da receita do imposto nesse ano decorre em parte de um aumento dos re-embolsos associado à diminuição dos prazos de devolução. Finalmente, uma vez que as receitas de IVA estão sujeitas a flutuações sazonais, ao contrário do consumo privado das Contas Nacionais trimestrais, consideraram-se também variáveis *dummy* para capturar esses efeitos sazonais ( $S_i$  refere-se ao efeito específico para o trimestre  $i$ ). Os resultados apresentados apontam para a existência de uma relação de cointegração entre os níveis do indicador construído e das receitas de IVA.

Em relação à evolução de curto prazo destaque-se a estimação de uma elasticidade superior a um (1.5) relativamente às flutuações do consumo em termos reais. Com efeito, nas fases baixas (altas) do ciclo económico tende a observar-se um comportamento da receita inferior (superior) ao indicador de referência, o que poderá ser explicado por uma maior (menor) propensão para a evasão fiscal e por alterações na estrutura de consumo no sentido de maior (menor) despesa em bens com preços mais baixos e/ou tributados às taxas reduzida e intermédia, bem como por outras limitações na captação de efeitos não lineares. No caso da reação à evolução dos preços e das taxas de imposto assumiu-se uma elasticidade unitária. Finalmente, em linha com o observado na relação de longo prazo, nos resultados apresentados considerou-se a existência de uma observação extrema no segundo trimestre de 2009.

De acordo com os resultados obtidos, um aumento do consumo nominal de 1 por cento igualmente distribuído entre preço e quantidade e entre as várias componentes da despesa origina uma variação das receitas de IVA em cerca de 1.2 por cento. No caso desse aumento ser totalmente explicado por um efeito de volume, as receitas cresceriam 1.5 por cento. No entanto, a importância deste efeito varia consoante a componente do consumo que é afetada, sendo necessário ter em conta as taxas de imposto para cada um dos agregados de consumo considerados, bem como o seu peso na despesa total. O quadro 2 ilustra a sensibilidade das receitas de IVA a choques nos vários agregados de consumo. De salientar a importância do consumo de bens duradouros para a evolução das receitas de IVA, em especial no que diz respeito à componente automóvel. Com efeito, apesar do seu reduzido peso no consumo total, a elevada taxa de IVA e a sua expressiva volatilidade evidenciam o seu potencial contributo para a evolução das receitas fiscais.

### Incorporação de nova informação mensal

Atendendo à periodicidade trimestral dos indicadores calculados, é importante estudar de que forma se deve incorporar a informação mensal que vai sendo disponibilizada pela DGO durante o trimestre em avaliação. A disponibilização de uma nova observação mensal, além de influenciar a estimativa trimestral resultante da agregação dos respetivos meses, pode também ser usada para corrigir a previsão implícita

**Quadro 2**

	Taxa média de IVA <sup>(1)</sup>	Pesos das bases em 2012	Desvio padrão das bases <sup>(2)</sup>	Impacto % nas receitas de IVA:	
				choque unitário <sup>(3)</sup>	choque de 1 desvio padrão <sup>(3)</sup>
Veículos automóveis	20.4	2.6	18.6	0.04	0.74
Outros duradouros	14.4	3.6	7.3	0.05	0.40
Alimentares	7.9	21.0	1.0	0.32	0.32
Não duradouros não alimentares	10.2	72.9	2.8	1.11	3.12

**Fontes:** INE e cálculos dos autores.

**Notas:** (1) Taxa efetiva calculada pelos autores. Incorpora já a alteração da taxa de IVA nos serviços de restauração. (2) Calculado com taxas de variação homóloga para o período 1999-2012. (3) Variação percentual das receitas totais de IVA face a um choque de 1 por cento no volume de consumo das categorias consideradas.

para os restantes meses do trimestre ainda não disponíveis. A este respeito, foi realizada uma análise que revelou que, em média no passado, os erros de previsão trimestrais teriam sido minimizados se não houvesse reação à informação mensal que ia sendo disponibilizada, nem para prolongar nem para compensar o desvio entre essa informação mensal e a previsão obtida para o trimestre como um todo. De qualquer forma, é importante sublinhar que em cada momento os desvios podem ter uma natureza diferente, sendo fundamental uma apreciação de cada caso específico por parte do analista quando confrontado em tempo real com nova informação mensal.

### Identificação de efeitos de base

Uma desvantagem da utilização de modelos expressos em taxas de variação homóloga prende-se com a sua incapacidade de captar efeitos relacionados com a evolução da variável no período homólogo do ano anterior (habitualmente designados efeitos de base). De facto, é frequente que o termo homólogo desfasado se afigure estatisticamente significativo. No entanto, a sua interpretação não é unívoca. Com efeito, a evolução deste termo pode refletir algo de irregular verificado no período homólogo – o que tenderá a provocar um efeito de base na taxa de variação homóloga deste ano – ou a correção de um efeito de base verificado há dois anos – e por isso não constitui um efeito de base para a taxa de variação homóloga no ano corrente. Neste contexto, a partir da equação estimada, procedeu-se a uma análise de significância dos resíduos no período homólogo do ano anterior considerando vários critérios para a seleção de observações suscetíveis de produzirem efeito base. Os resultados estão apresentados no quadro 3 e apontam para a inexistência de uma correlação negativa significativa entre o resíduo contemporâneo e o verificado no mesmo período do ano anterior, independentemente do critério de seleção. Este resultado poderá decorrer do facto de na especificação adotada, apesar das variáveis estarem expressas em taxas de variação, ter sido considerado um termo corretor de erro no período homólogo, em níveis, com um coeficiente elevado e estatisticamente significativo.

### 3.2 Imposto sobre produtos petrolíferos

O ISP é um imposto específico (cêntimos/litro) aplicado às vendas de combustíveis. Assim, o indicador natural para as receitas fiscais associadas às vendas de combustíveis pode ser escrito como,

$$I(isp)_t = tg_t Cg_t + tf_t Cf_t \quad (13)$$

onde  $tg_t$  e  $tf_t$  se referem aos impostos específicos no período  $t$  aplicados às quantidades vendidas de gasolina ( $Cg_t$ ) e de gasóleo ( $Cf_t$ ), respetivamente<sup>10</sup>.

O gráfico 4 apresenta a evolução das taxas de imposto, enquanto as quantidades consumidas de gasolina e de gasóleo são apresentadas no gráfico 5. Estes gráficos ilustram o significativo aumento da tributação sobre os combustíveis ao longo da última década, em especial para a gasolina, onde o imposto passou de perto de 30 cêntimos/litro em 2000 para cerca de 60 cêntimos/litro atualmente. Em termos de consumo, refira-se que as vendas de gasóleo registaram alguma estabilidade - num nível de aproximadamente 450

#### Quadro 3

##### CORRELAÇÃO ENTRE RESÍDUOS HOMÓLOGOS | IVA

	k=0.0	k=0.5	k=1.0	k=1.5
$\rho(e_{t-4}, e_t)$	-0.17	-0.32	-0.06	0.02

Fonte: Cálculos dos autores.

Notas: "k" representa um fator de escala a aplicar ao desvio padrão dos resíduos na identificação de observações suficientemente "assinaláveis" para produzirem efeitos base. Assim, considera-se que uma informação é suscetível de ser afetada por efeitos base quando o respetivo resíduo se situa fora do intervalo  $\pm k\sigma$ , com  $\sigma$  a ser o desvio padrão dos resíduos estimados.

<sup>10</sup> Note-se que o ISP também incide sobre outros combustíveis que se destinem a ser consumidos ou vendidos. No entanto, em termos de receita, a sua expressão será residual.

Gráfico 4

IMPOSTO SOBRE PRODUTOS PETROLÍFEROS | CENTIMOS/LITRO

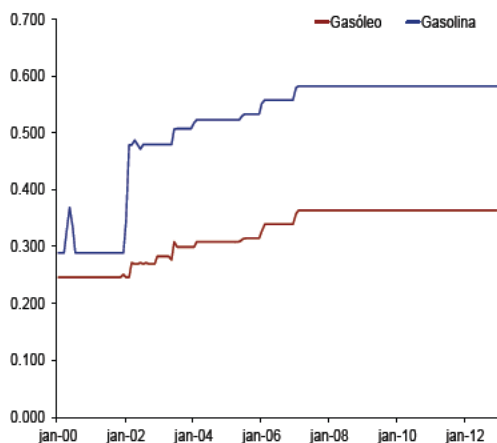
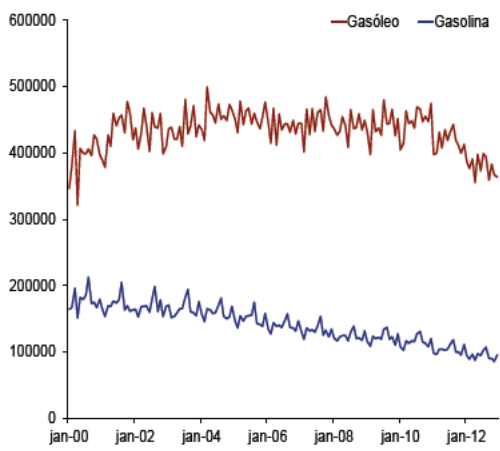


Gráfico 5

CONSUMO DE COMBUSTÍVEIS | TONELADAS



Fonte: Direção Geral de Energia e Geologia.

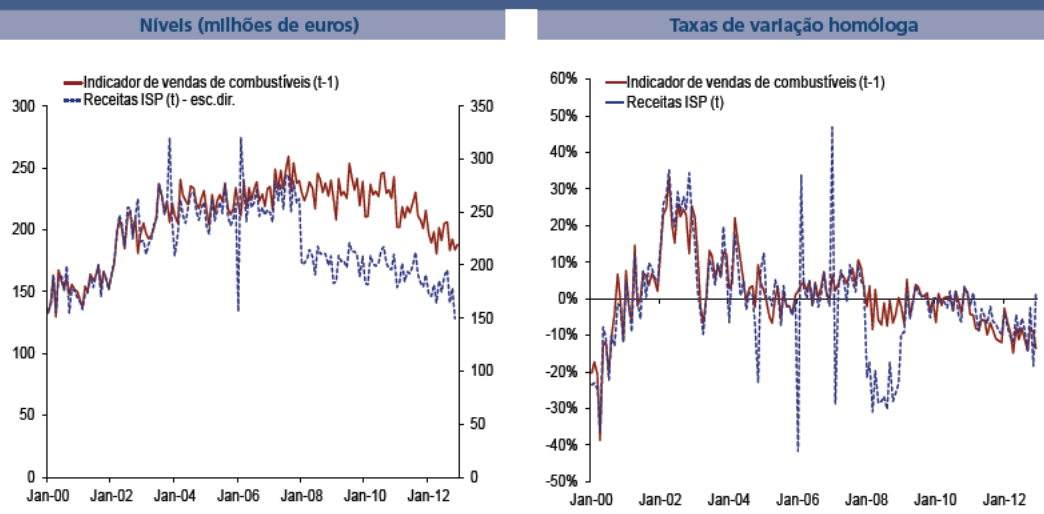
mil toneladas por mês -, enquanto no caso da gasolina se verificou uma clara diminuição de consumo ao longo da última década, correspondendo atualmente a cerca de ¼ do consumo de gasóleo.

O gráfico 6 apresenta a evolução do indicador mensal construído face às receitas de ISP expressas quer em níveis, quer em taxas de variação homóloga. É muito evidente a alteração estrutural verificada no ISP a partir de 2008, período a partir do qual uma parte das receitas do Estado passou a ser transferida para a empresa Estradas de Portugal<sup>11</sup>.

A análise em taxas de variação homóloga evidencia uma forte ligação entre o indicador de referência construído e as receitas de ISP, com a exceção da alteração ocorrida em 2008, acima mencionada. A

Gráfico 6

INDICADOR vs RECEITAS DE ISP



Fontes: Direção Geral do Orçamento, Direção Geral de Energia e Geologia e cálculos dos autores.

<sup>11</sup> Lei nº 55/2007 de 31 de agosto. Esta alteração, apesar de afetar a receita do Estado na ótica da contabilidade pública, não tem repercussão na receita do conjunto do setor das administrações públicas em termos de Contas Nacionais.

introdução de um desfasamento no indicador deve-se ao facto das receitas que são registadas num determinado mês se referirem às vendas verificadas no mês anterior. Aliás, é este o desfasamento assumido pelo INE na compilação de Contas Nacionais a partir dos dados de contabilidade pública.

Com base numa amostra de dados mensais de fevereiro de 2000 a dezembro de 2012, a equação estimada com as variáveis expressas em logaritmos e sobre a forma de mecanismo corretor de erro é a seguinte:

$$\begin{aligned} \Delta^{12}ISP_t = & 0.010 + 0.239 \Delta^{12}I(isp)_t + 0.796 \Delta^{12}I(isp)_{t-1} - 0.208 Dh2008_{t-1} + 0.336 Out_t \\ & (1.38) \quad (3.93) \quad (13.20) \quad (-14.90) \quad (14.10) \\ & - 0.157 [ISP_{t-12} - I(isp)_{t-12}] - 0.023 Ds2008_{t-12} \\ & (-3.58) \quad (-1.67) \end{aligned} \quad (14)$$

$$R^2 = 0.904103 \quad F(6, 148) = 232.6 [0.000]**$$

$$n.^{\circ} \text{ de observações} = 155 \quad n.^{\circ} \text{ de parâmetros} = 7$$

$$AR \ 1-7 \ \text{test: } F(7, 141) = 0.65465 [0.7100]$$

onde se consideraram:

- (i) duas variáveis *dummy* para medir a alteração permanente verificada desde 2008: *Ds2008* para medir a alteração permanente na relação entre os níveis do indicador e da receita fiscal e *Dh2008* para medir o efeito temporário nas taxas de variação homóloga em 2008.
- (ii) uma variável de intervenção para levar em conta *outliers* (*Out*). Em fevereiro de 2006 verificou-se uma expressiva diminuição da receita, que foi compensada no mês seguinte. Estes desvios repetem-se no ano seguinte com sinal contrário pelo facto do modelo estar definido em taxas de variação homóloga. Assim, esta variável assume o valor -1 em fevereiro de 2006 e março de 2007, e o valor 1 em março de 2006 e fevereiro de 2007.

Os resultados evidenciam que o indicador construído avaliado no mês anterior tem uma forte capacidade explicativa dos desenvolvimentos nas receitas de ISP. No entanto, a evolução do indicador no próprio mês também contribui para a explicação das receitas, o que significa que eventualmente os impostos cobrados no início de cada mês ainda são registados como receita nesse mesmo mês. Tal como seria de antecipar, a soma dos dois coeficientes dos termos contemporâneo e desfasado é próxima de um.

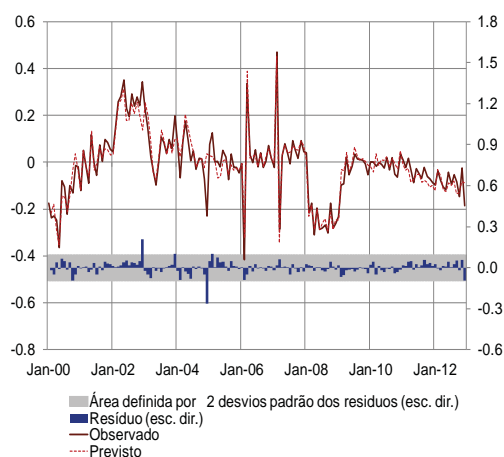
Refira-se que, no longo prazo, se considerou uma elasticidade unitária entre o indicador construído e as receitas de ISP, hipótese que não foi estatisticamente rejeitada em estimações preliminares. À semelhança do IVA, os resultados não permitem rejeitar a existência de uma relação de cointegração entre os níveis do indicador e das receitas fiscais.

Os resultados dos coeficientes estimados para as variáveis *dummy* que corrigem a quebra de série em 2008 apontam para uma diminuição do nível de ISP em torno de 20 por cento, o que é consistente com o montante da transferência para a Estradas de Portugal nesse ano. No mesmo sentido a variável introduzida para captar os *outliers* nas taxas de variação homólogas de fevereiro e março de 2006 e 2007 tem uma elevada significância estatística, tendo um contributo de cerca de 30 pontos percentuais para as taxas de variação desses meses. O gráfico 7 apresenta o ajustamento do modelo estimado.

Não existem indícios de efeitos de base significativos, independentemente do grau de restritividade utilizado na identificação de observações afetadas por efeitos de base (Quadro 4). Tal como no IVA, a

## Gráfico 7

### AJUSTAMENTO DA EQUAÇÃO DE RECEITAS DE ISP | TAXAS DE VARIAÇÃO HOMÓLOGA (LOGS)



Fonte: Cálculos dos autores.

## Quadro 4

### CORRELAÇÃO ENTRE RESÍDUOS HOMÓLOGOS | ISP

	k=0.0	k=0.5	k=1.0	k=1.5
$\rho(e_{it}, e_{i,t-k})$	0.08	0.11	0.13	0.07

Fonte: Cálculos dos autores.

Notas: "k" representa um fator de escala a aplicar ao desvio padrão dos resíduos na identificação de observações suficientemente "assinaláveis" para produzirem efeitos base. Assim, considera-se que uma informação é suscetível de ser afetada por efeitos base quando o respetivo resíduo se situa fora do intervalo  $\pm k\sigma$ , com  $\sigma$  a ser o desvio padrão dos resíduos estimados.

existência de um termo corretor avaliado no período homólogo permitirá que a correção de efeitos de base esteja a ser endogenamente realizada pelo modelo estimado.

### 3.3 Imposto sobre vendas de veículos

O ISV é um imposto que se caracteriza por uma estrutura complexa, que tem sido sujeita a diversas alterações ao longo do tempo. Atualmente, o ISV baseia-se em tabelas em que o valor do imposto depende da cilindrada do veículo ( $\text{cm}^3$ ) e da sua carga poluente (emissões de  $\text{CO}_2$ ). Adicionalmente, essas tabelas são diferenciadas consoante o veículo seja a gasolina ou a gasóleo. Neste contexto, a construção de um indicador direto para o nível de receitas de ISV afigura-se difícil.

A opção natural é considerar as vendas de veículos automóveis ligeiros como indicador de referência para estimar a evolução das receitas do ISV.

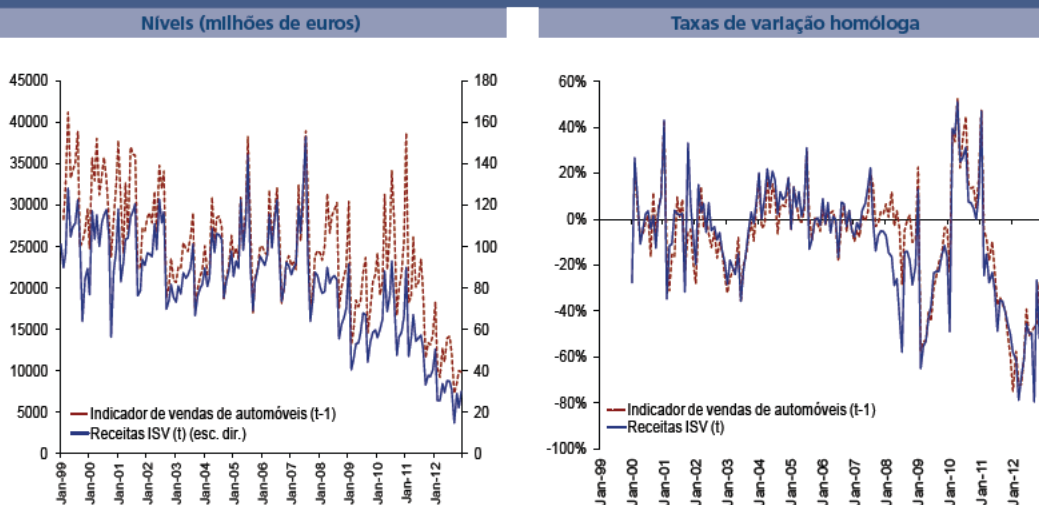
$$I(isv)_t = (Vlig_t + 0.7Vcom_t)P_t \quad (15)$$

As variáveis  $Vlig_t$  e  $Vcom_t$  representam, respetivamente, as vendas de veículos de passageiros e de comerciais ligeiros no período  $t$ . A variável  $P_t$  mede a evolução dos preços de automóveis, com base na componente 7.11 do IPC designada "Aquisição de veículos automóveis".

Um problema inicial prende-se com a forma de agregação das vendas dos dois tipos de veículos considerados. Optou-se por atribuir maior importância às vendas de veículos de passageiros. O coeficiente de 0.7 aplicado aos veículos comerciais ligeiros visa refletir um efeito de qualidade relacionado com a diferença entre o preço médio dos dois tipos de veículos, com base em dados do INE referentes a 2005. Tal pressupõe que, de uma forma geral, os veículos com preços mais elevados tendem a pagar mais imposto, em particular por via da componente do imposto relacionada com o nível de cilindrada.

Gráfico 8

## INDICADOR vs RECEITAS DE ISV



Fontes: ACAP, Direção Geral do Orçamento e cálculos dos autores.

O gráfico 8 compara a evolução do indicador construído e das receitas de ISV, com as variáveis avaliadas em níveis e em taxas de variação homóloga. Várias alterações ocorreram durante o período amostral que podem ter influenciado a relação entre as vendas de veículos e as receitas de ISV. Estas alterações foram tomadas em consideração no processo de estimação, através da introdução de variáveis *dummy*.

- 2007/jan: entrada em vigor de um conjunto de medidas que simplificaram o Programa do Incentivo Fiscal ao Abate de Veículos em Fim de Vida (um maior detalhe esta alteração é apresentada numa Caixa publicada no Relatório Anual do Banco de Portugal de 2007).
- 2007/julho: entrada em vigor do novo imposto (ISV), que substituiu o anterior Imposto Automóvel (IA).
- 2009/jan: i) agravamento das tabelas do ISV; ii) eliminação da dedução fiscal de 500 euros na aquisição de veículos a gasóleo com emissões de partículas não superiores a 5 miligramas por quilómetro; e iii) alteração no Programa do Incentivo Fiscal ao Abate de Veículos em Fim de Vida, que elimina a possibilidade de ser abrangida a aquisição de veículos com emissões de dióxido de carbono superiores a 140 gramas por quilómetro.

Como mencionado atrás, a existência de diversas tabelas de imposto e as sucessivas alterações na tributação ao longo dos últimos anos dificultam a construção de um indicador de referência para medir o nível de receitas de ISV. Desta forma, não é possível estimar uma relação de longo prazo estável entre as variáveis expressas em níveis, optando-se assim por um modelo avaliado exclusivamente em taxas de variação homóloga. Com base numa amostra de dados mensais de fevereiro de 2000 a dezembro de 2012 e considerando as variáveis expressas em logaritmos, estimou-se a seguinte equação:

$$\begin{aligned} \Delta^{12} ISV_t = & 0.005 + 0.102 \Delta^{12} I(isv)_t + 0.889 \Delta^{12} I(isv)_{t-1} \\ & (0.63) \quad (2.15) \quad (18.00) \\ & - 0.195 Dh(2007Jul\_2008Jun)_{t-1} \\ & (-6.99) \\ & - 0.056 Dh(2009Jan\_2009Dez)_{t-1} \end{aligned} \quad (16)$$



$$R^2 = 0.866864 \quad F(4, 150) = 244.2 [0.000]**$$

n.º de observações = 155      n.º de parâmetros = 5

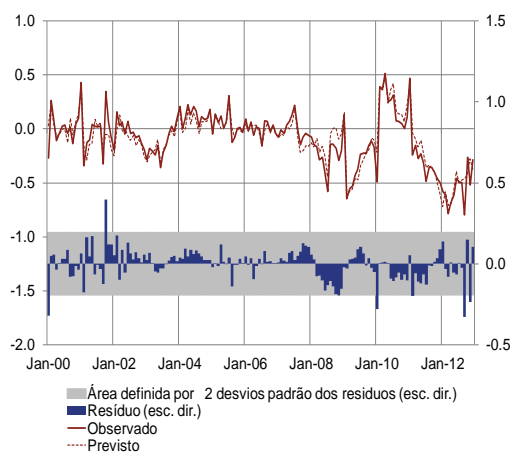
AR 1-7 test:  $F(7, 143) = 5.5235 [0.0000]***$

Os resultados evidenciam o forte poder explicativo do indicador, muito em particular do termo desfasado um período, embora seja de referir que, à semelhança do verificado para o ISP, o termo contemporâneo do indicador também parece revelar alguma significância<sup>12</sup>. A soma destes dois coeficientes é ligeiramente inferior a um. Das variáveis *dummy* testadas, as relacionadas com as alterações introduzidas em julho de 2007 e, numa menor medida, em janeiro de 2009 revelaram-se estatisticamente significativas, ambas afetando negativamente as taxas de variação homóloga das receitas de ISV. O gráfico 9 evidencia o ajustamento do modelo estimado.

O quadro 5 apresenta os resultados obtidos com o procedimento para avaliação da importância de efeitos base. Neste caso, independentemente do grau de restritividade usado para a identificação destes efeitos, o procedimento sugere que são importantes, pelo que a sua utilização poderá melhorar os resultados do modelo acima apresentado. Este resultado deverá estar relacionado com a ausência de um termo corretor de erro avaliado em níveis no período homólogo.

**Gráfico 9**

**AJUSTAMENTO DA EQUAÇÃO DE RECEITAS DE ISV | TAXAS DE VARIAÇÃO HOMÓLOGA (LOGS)**



**Fonte:** Cálculos dos autores.

**Quadro 5**

**CORRELAÇÃO ENTRE RESÍDUOS HOMÓLOGOS | ISV**

	k=0.0	k=0.5	k=1.0	k=1.5
$\rho(e_t, e_{t-k})$	-0.41	-0.48	-0.50	-0.34

**Fonte:** Cálculos dos autores.

**Notas:** “k” representa um fator de escala a aplicar ao desvio padrão dos resíduos na identificação de observações suficientemente “assinaláveis” para produzirem efeitos base. Assim, considera-se que uma informação é suscetível de ser afetada por efeitos base quando o respetivo resíduo se situa fora do intervalo  $\pm k \sigma$ , com  $\sigma$  a ser o desvio padrão dos resíduos estimados.

<sup>12</sup> Em Contas Nacionais não é realizado nenhum ajustamento na receita deste imposto a partir dos dados de contabilidade pública.

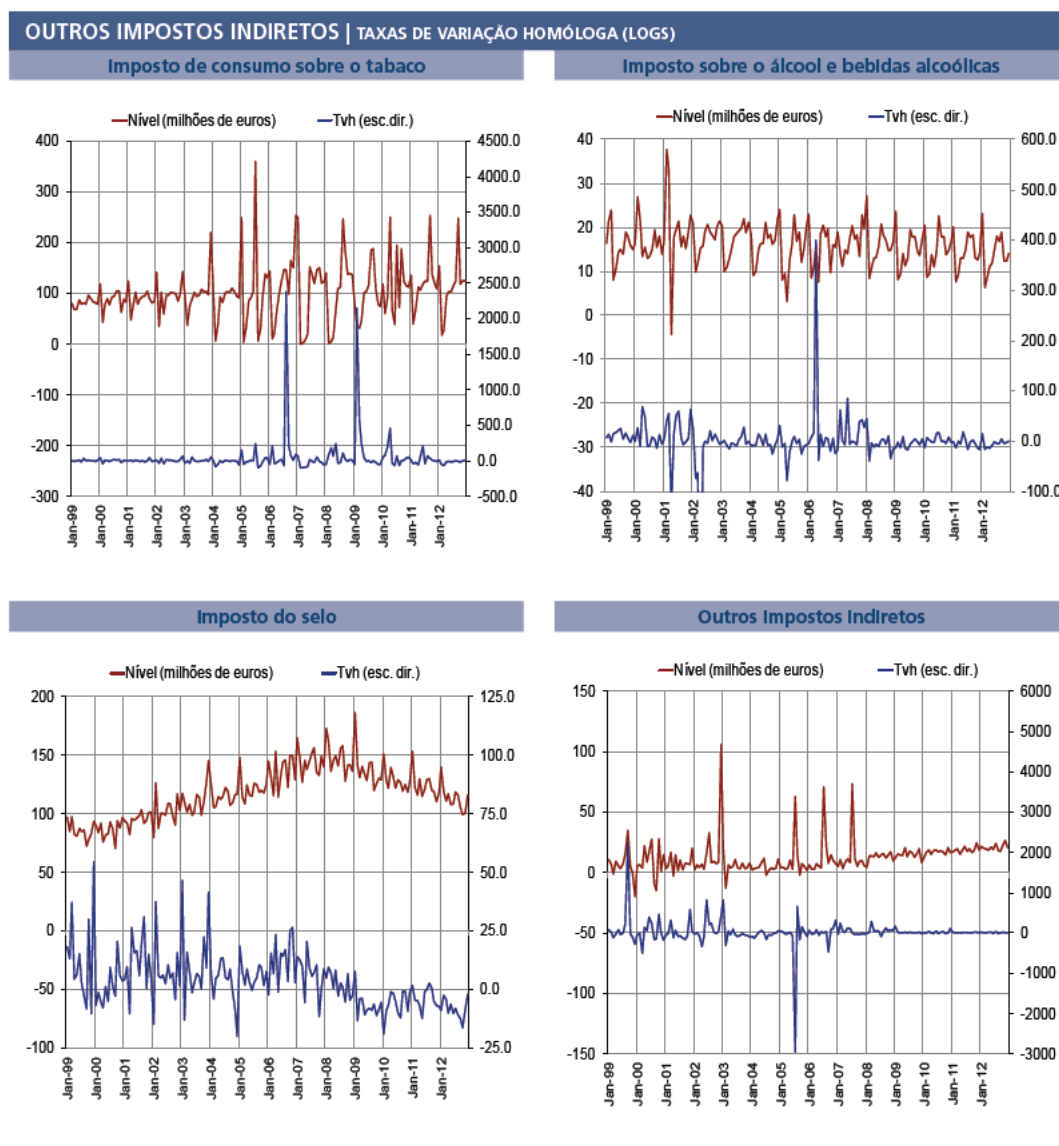
### 3.4 Outros impostos indiretos

Os restantes impostos indiretos apresentam uma evolução caracterizada por uma expressiva volatilidade e por uma aparente ausência de relação com a atividade económica (Gráfico 10). Assim, a projeção destas componentes basear-se-á na aplicação de algumas hipóteses técnicas a par da introdução de alguma informação específica relacionada nomeadamente com alterações legislativas. De referir que, no seu conjunto, estes impostos representam cerca de 17 por cento do total da receita de impostos indiretos do Estado em 2012.

### 4. Uma aplicação ao ano de 2012

O quadro 6 apresenta a evolução das variáveis do cenário macroeconómico que são necessárias para implementar o procedimento acima descrito. De uma forma geral, os indicadores de consumo registaram uma forte contração em 2012. Com base nesta informação, aplicou-se o procedimento anteriormente descrito ao último ano disponível, sem qualquer tipo de ajustamento da previsão face aos resíduos observados no passado recente (Quadro 7).

Gráfico 10



Fonte: Direção Geral do Orçamento.

**Quadro 6**

CENÁRIO ECONÓMICO   TAXAS DE VARIAÇÃO HOMÓLOGA															
Variáveis trimestrais															
Consumo privado															
	Total			Veículos automóveis			Outros duradouros			Alimentares			Não duradouros não alimentares		
	non	vol	pr	non	vol	pr	non	vol	pr	non	vol	pr	non	vol	pr
2012Q1	-2.9	-5.5	2.8	-42.7	-42.2	-0.9	-17.1	-11.7	-6.1	2.4	-0.7	3.2	-0.9	-3.7	2.9
2012Q2	-4.0	-5.7	1.9	-35.5	-34.4	-1.7	-17.1	-12.0	-5.8	2.4	-0.5	2.9	-3.4	-5.0	1.7
2012Q3	-4.0	-6.0	2.1	-34.4	-33.1	-1.9	-18.5	-14.5	-4.7	3.1	-0.2	3.3	-3.7	-5.5	1.9
2012Q4	-3.9	-5.3	1.5	-29.8	-28.7	-1.4	-16.5	-14.9	-1.9	2.9	-0.2	3.2	-4.1	-4.9	0.8
2012	-3.7	-5.6	2.1	-36.1	-35.2	-1.5	-17.3	-13.2	-4.7	2.7	-0.4	3.1	-3.0	-4.8	1.8

Variáveis mensais					
	Vendas de veículos ligeiros		Vendas de combustíveis		
	Passageiros		Comerciais	Gasolina	Gasóleo
Jan-12		-47.4	-14.0	-2.8	-2.6
Fev		-48.6	-68.5	-7.8	-5.6
Mar		-49.1	-66.0	-8.1	-9.5
Abr		-41.7	-63.1	-16.5	-12.8
Mai		-27.5	-55.9	-5.7	-8.4
Jun		-37.0	-53.4	-9.6	-11.0
Jul		-35.1	-54.8	-8.1	-7.7
Ago		-33.1	-58.1	-9.2	-10.9
Set		-30.9	-54.1	-10.2	-14.2
Out		-19.2	-45.2	-9.7	-6.8
Nov		-25.3	-49.9	-9.6	-8.2
Dez		-43.5	-57.0	-14.5	-12.0
2012		-37.9	-54.2	-9.4	-9.2

**Fontes:** ACAP, Direção Geral de Energia e Geologia, INE e Banco de Portugal.

Em 2012, a receita conjunta do ISP, IVA e ISV ficou 40 milhões de euros (0.2 por cento) acima do que seria projetado pela aplicação procedimento. Este resultado reflete o desvio positivo nas receitas de ISP e de ISV e negativo na coleta do IVA.

No caso do ISP, refira-se que o desvio positivo refletirá, entre outros fatores, a receita do Imposto Especial de Consumo de Eletricidade introduzido no Orçamento do Estado para 2012 (o impacto estimado ascendia a 45 milhões de euros), a qual não está relacionada com a evolução das vendas de combustíveis.

A coleta do IVA, tal como mencionado atrás, foi em 2012 significativamente afetada pelo efeito remanescente da subida do IVA sobre a eletricidade, que ocorreu no último trimestre de 2011, e pelo impacto do aumento do IVA sobre a restauração a partir do início do ano. De acordo com os resultados obtidos, a evolução da receita deste imposto no conjunto do ano situou-se abaixo do que seria estimado com base na relação com o cenário macroeconómico mas apenas em 0.5 por cento, depois de serem tidos em conta os efeitos das alterações legislativas nas taxas efetivas de IVA. Note-se que o efeito direto das medidas subjacente a este exercício é claramente inferior ao considerado na elaboração do Orçamento do Estado para 2012, situando-se a diferença em cerca de 1000 milhões de euros. Adicionalmente, importa destacar que a receita do IVA do Estado em 2012 foi negativamente afetada pela transferência para a Segurança Social de 173 milhões de euros no âmbito do Programa de Emergência Social (PES) e do Apoio Social Extraordinário ao Consumidor de Energia (ASECE). Por último, no que respeita aos valores dos desvios trimestrais, é de salientar que o desvio negativo na receita do IVA no terceiro trimestre do ano dever-se-á, em larga medida, a um aumento muito significativo dos reembolsos (10.7 por cento). Com

## Quadro 7

ERROS DE PROJEÇÃO EM 2012								
	Total	ISP	IVA	ISV	Total	ISP	IVA	ISV
	Valores observados				Taxas de variação homóloga			
	Milhões de euros							
2012Q1	4 144	534	3 509	101	-4.6	-7.0	-1.9	-47.5
2012Q2	3 681	531	3 052	99	-3.7	-8.5	-0.5	-44.4
2012Q3	3 747	559	3 107	81	-5.7	-7.5	-3.8	-42.8
2012Q4	3 699	492	3 126	81	-2.4	-11.0	0.1	-29.4
2012	15 272	2 116	12 794	362	-4.1	-8.4	-1.5	-42.2

Valores estimados								
	Milhões de euros				Taxas de variação homóloga			
2012Q1	4 129	532	3 537	61	-5.0	-7.3	-1.2	-68.2
2012Q2	3 554	516	2 960	77	-7.1	-11.0	-3.5	-56.3
2012Q3	3 855	540	3 241	74	-3.0	-10.6	0.4	-47.9
2012Q4	3 694	497	3 124	73	-2.5	-10.1	0.1	-36.3
2012	15 232	2 085	12 862	286	-4.4	-9.8	-1.0	-54.4

Desvio: observado - estimado								
	Milhões de euros				Taxas de variação homóloga			
2012Q1	15	2	-27	40	0.3	0.4	-0.8	20.8
2012Q2	128	15	92	21	3.3	2.5	3.0	11.9
2012Q3	-108	19	-134	7	-2.7	3.1	-4.1	5.1
2012Q4	5	-5	2	8	0.1	-0.9	0.1	6.9
2012	40	31	-67	76	0.2	1.3	-0.5	12.2

Fonte: Cálculos dos autores.

efeito, a receita bruta aumentou 0.2 por cento neste trimestre, muito em linha com o ligeiro aumento projetado. O oposto verificou-se no quarto trimestre, isto é, o desvio negativo é pouco significativo porque foi afetado por uma diminuição expressiva nos reembolsos (-11.7 por cento).

### Análise em tempo real

É importante referir o caráter ilustrativo desta aplicação. Com efeito, não se trata de uma avaliação do procedimento em tempo real, pois não se procedeu a uma estimação das equações para avaliar o seu desempenho fora do período amostral. As observações de 2012 foram tidas em conta na estimação das equações utilizadas e, como tal, podem ter influenciado a avaliação dos resultados da aplicação do procedimento ao ano de 2012.

De forma a analisar este efeito, realizou-se um exercício de avaliação do procedimento em tempo real, tanto para 2012 como para 2011. Neste âmbito, as equações utilizadas foram re-estimadas utilizando apenas a informação disponível até ao início de 2011 e 2012, prevendo-se posteriormente cada um dos dois anos e avaliando os desvios relativamente ao observado. Os resultados são apresentados no quadro 8.

Como se pode observar, no caso do IVA, os resultados apontam para que a projeção fora da amostra de estimação origine uma subestimação, com o desvio a ser particularmente significativo para 2011 (cerca de 4.1 por cento). Este desvio decorre do facto de a elasticidade da receita relativamente à evolução do indicador de volume de consumo ser mais elevada quando os anos mais recentes são excluídos (2.02 na previsão para 2011 e 1.72 para 2012)<sup>13</sup>. Tal implicaria a previsão de maiores efeitos da recessão na evolução da receita de IVA. Em relação a 2012 esse desvio é menos significativo (2.4 por cento), tornando-se virtualmente nulo quando a projeção é ajustada pelo erro médio observado em 2011. Relativamente ao ISP e ISV, o exercício em tempo real gera desvios que, no essencial, não são muito expressivos.

<sup>13</sup> Note-se que o período amostral tem uma dimensão relativamente reduzida, pelo que a exclusão de dois anos completos pode afetar de forma significativa os coeficientes estimados.

Quadro 8

PROJEÇÃO FORA DA AMOSTRA DE ESTIMAÇÃO																
Total				ISP				IVA				ISV				
Valores estimados				Taxas de variação homóloga				Valores estimados, ajustados do erro do ano anterior				Taxas de variação homóloga				
Milhões de euros								Milhões de euros								
2011Q1	4 310	598	3 508	203	11.4	4.4	12.6	12.2	4 215	601	3 425	189	8.9	5.0	9.9	4.2
2011Q2	3 656	603	2 851	202	2.3	-1.1	4.4	-13.5	3 576	606	2 783	187	0.1	-0.6	2.0	-19.7
2011Q3	3 901	631	3 115	155	-3.8	-0.2	-3.0	-27.0	3 819	634	3 041	144	-5.9	0.3	-5.3	-32.2
2011Q4	3 711	577	3 019	116	-4.4	-3.1	-2.7	-36.3	3 634	579	2 947	107	-6.3	-2.6	-5.0	-40.8
<b>2011</b>	<b>15 578</b>	<b>2 408</b>	<b>12 493</b>	<b>676</b>	<b>1.3</b>	<b>0.0</b>	<b>2.7</b>	<b>-16.4</b>	<b>15 245</b>	<b>2 420</b>	<b>12 196</b>	<b>628</b>	<b>0.5</b>	<b>0.5</b>	<b>0.3</b>	<b>-22.4</b>
2012Q1	4 106	536	3 470	100	-5.5	-6.6	-3.0	-48.0	4 237	550	3 592	95	-2.5	-4.1	0.4	-50.8
2012Q2	3 539	544	2 891	104	-7.4	-6.1	-5.7	-41.4	3 576	559	2 919	98	-6.5	-3.7	-4.8	-44.5
2012Q3	3 701	577	3 035	89	-6.9	-4.4	-6.0	-36.8	3 865	592	3 189	84	-2.7	-1.9	-1.2	-40.3
2012Q4	3 650	488	3 081	82	-3.7	-11.8	-1.3	-29.1	3 669	500	3 091	77	-3.2	-9.5	-1.0	-32.9
<b>2012</b>	<b>14 996</b>	<b>2 145</b>	<b>12 476</b>	<b>375</b>	<b>-5.6</b>	<b>-7.2</b>	<b>-4.0</b>	<b>-40.1</b>	<b>15 347</b>	<b>2 201</b>	<b>12 790</b>	<b>355</b>	<b>-3.4</b>	<b>-4.7</b>	<b>-1.6</b>	<b>-43.4</b>

Desvio: observado - estimado					Desvio: observado - estimado											
Milhões de euros					Taxas de variação homóloga											
2011	354	-98	502	-50	2.3	-4.1	4.1	-6.2	687	-110	799	-2	4.5	-4.6	6.6	-0.2
2012	276	-29	318	-13	1.7	-1.3	2.4	-2.1	-75	-86	4	7	-0.5	-3.7	0.0	1.1

Fonte: Cálculos dos autores.

## 5. Considerações finais

Este trabalho ilustra a possibilidade de se prever a evolução trimestral de algumas variáveis de finanças públicas, beneficiando dos desenvolvimentos recentes na produção estatística. Está focado nas receitas fiscais associadas à tributação indireta e a sua finalidade é contribuir para a prossecução do objetivo de produzir previsões de curto prazo para o défice orçamental em Portugal na ótica das Contas Nacionais.

Como habitualmente, a montagem de um procedimento de utilização regular que permita uma contínua monitorização e previsão de curto prazo das variáveis de finanças públicas passará por uma permanente pesquisa de fontes de dados e de métodos estatísticos alternativos para melhorar os existentes. Além da melhoria da metodologia apresentada neste artigo, o desafio é mais vasto, sendo particularmente difícil noutras áreas de finanças públicas onde as variáveis apresentam uma evolução mais irregular e menos relacionada com o enquadramento económico.

## Referências

- Banbura, M., Giannone, D. and Reichlin, L. (2011), "Nowcasting", in Michael P. Clements and David F. Hendry, editors, *Economic Forecasting*, Oxford Handbook.
- Braz, C. e Cunha, J. (2009), "Os efeitos redistributivos do IVA em Portugal", *Boletim Económico - Inverno 2009*, Banco de Portugal, 79-94.
- Camba-Mendez, G. and Lamo, A. (2004), "Short-term monitoring of fiscal discipline", *Journal of Applied Econometrics*, 19, 247-265.
- Leal, T., Pedregal, D. e Pérez, J. (2011), "Short-term monitoring of the Spanish government balance", *SERIES-Journal of the Spanish Economic Association*, 2, 97-119.



# O CICLO MUNDIAL DE EXPORTAÇÕES DE TURISMO\*

Pedro M.D.C.B. Gouveia\*\* | Raúl Filipe C. Guerreiro\*\* | Paulo M.M. Rodrigues\*\*\*



## RESUMO

Tendo como motivação a afirmação do turismo como uma das principais atividades à escala global, o presente estudo analisa e compara os ciclos de desvio em relação à tendência de longo prazo das exportações de turismo de todas as regiões do mundo tendo o ciclo da União Europeia a 27 países como referência. Neste contexto, a abordagem seguida permite analisar e determinar a sincronização entre ciclos das exportações de turismo das diversas regiões de interesse. Paralelamente, são identificados desfasamentos temporais da concordância dos ciclos que podem desempenhar um papel relevante ao nível da previsão, constituindo um importante instrumento de apoio ao processo de tomada de decisão por parte de entidades públicas e privadas pertencentes ou fortemente associadas ao setor do turismo. Em termos metodológicos, o artigo tem por base o trabalho inicialmente desenvolvido na literatura por Gouveia e Rodrigues (2005), o qual aborda o ciclo da procura turística segundo o método proposto para o contexto do estudo do ciclo económico, por Harding e Pagan (2001) e obtém evidência de um elevado grau de sincronização entre o ciclo do turismo e o ciclo económico. Este artigo procura ser inovador na abordagem à relação entre ciclos das exportações de turismo bem como na identificação das componentes tendência e ciclo por via da aplicação de métodos de estados de espaço e do filtro de Kalman (Kalman, 1960, Kalman and Bucy, 1961).

## 1. Introdução

Uma característica das economias industrializadas consiste na transição entre períodos de expansão e períodos de recessão. A análise e compreensão deste tipo de flutuações têm merecido particular atenção por parte da investigação e literatura económica desde o trabalho pioneiro de Burns e Mitchell (1946). Recentemente tem-se assistido a um interesse crescente pelo estudo das exportações de turismo quer em termos do seu crescimento, quer da sua relação com o ciclo económico.

A dependência económica de alguns países relativamente ao setor do turismo pode ter implicações sobre o comportamento da economia e em particular sobre o seu crescimento e desenvolvimento económico (vide, *inter alia*, Eugenio-Martin, Morales e Scarpa, 2004 e Andraz, Gouveia e Rodrigues, 2009).

De acordo com o *World Travel and Tourism Council* [WTTC] (2013) o contributo direto da rúbrica Viagens e Turismo para o PIB mundial foi, em 2012, de 2.1 triliões de dólares americanos. No entanto, a sua contribuição total, que inclui para além dos efeitos diretos, os efeitos indiretos e induzidos, atingiu 6.6 triliões de dólares americanos, o que corresponde a cerca de 9.3% do PIB mundial. Adicionalmente,

---

\* Os autores agradecem os comentários de João Amador, José António Ferreira Machado, Mário Centeno e Nuno Alves. As opiniões expressas no artigo representam as opiniões dos autores e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade dos autores.

\*\* ESGHT, Universidade do Algarve.

\*\*\* Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

este contributo pode também ser quantificado em termos do emprego gerado. Com efeito, tendo em conta os efeitos diretos, indiretos e induzidos, este setor está associado a 9.1% do emprego total a nível mundial em 2012 (WTTC, 2013).

Tendo em conta a relevância do turismo enquanto uma das principais atividades económicas e a importância do papel da relação deste setor com um vasto conjunto de outros setores de atividade este artigo analisa e compara os ciclos das exportações de turismo de todas as regiões do mundo. Neste contexto, a abordagem seguida permite analisar e determinar a sincronização entre os ciclos das exportações de turismo das diversas regiões de interesse bem como identificar desfasamentos temporais da concordância dos ciclos. A identificação destas características desempenha um papel relevante ao nível da antecipação/previsão do ciclo das exportações de turismo, constituindo um importante instrumento de apoio ao processo de tomada de decisão por parte de entidades públicas e privadas pertencentes ou com forte ligação ao setor do turismo.

Ao longo das últimas décadas as fases do ciclo económico têm sido tidas em conta de forma implícita em modelos explicativos da procura turística. São de destacar, do conjunto de variáveis explicativas comumente utilizadas, variáveis como o rendimento disponível, o nível dos preços, e as taxas de câmbio e a sua respetiva evolução (vide, *inter alia*, Collins e Tisdell, 2004, Lim and McAleer, 2002, e Andraz, Gouveia e Rodrigues, 2009).

Não obstante a vasta literatura que aborda o tema da procura turística em termos do seu crescimento e das principais variáveis a ter em conta ao nível da modelação e estimação, é possível observar que a literatura associada à procura turística não tem sido profícua em termos de abordagens da decomposição das exportações de turismo em tendência e ciclo bem como no que diz respeito à identificação dos seus pontos de viragem, estudo da sincronização e identificação de eventuais efeitos de desfasamento entre ciclos.

Este tipo de investigação tem tido por base o trabalho inicialmente desenvolvido por Gouveia e Rodrigues (2005), o qual aborda o ciclo da procura turística segundo o método proposto por Harding e Pagan (2001), tendo como abordagem a utilização de índices de concordância e de concordância recursiva. Com esta metodologia, Gouveia e Rodrigues (2005) estabelecem um forte grau de sincronização entre o ciclo do turismo e o ciclo económico e identificam efeitos de atraso entre os dois. Um estudo recente de Guizzardi e Mazzocchi (2010), que utiliza modelos de componentes não observadas, também conclui que a procura turística é influenciada, com desfasamento temporal, pelo ciclo económico global.

A metodologia utilizada neste artigo segue a abordagem de Gouveia e Rodrigues (2005) e baseia-se na decomposição das séries temporais das exportações turísticas nas componentes de tendência e ciclo. No entanto, em contraponto com a abordagem seguida por Gouveia e Rodrigues (2005), a tendência e o ciclo são identificados mediante a aplicação de métodos de estados de espaço e aplicação do filtro de Kalman (Kalman, 1960, Kalman and Bucy, 1961).

O principal objetivo deste estudo consiste em compreender e analisar a sincronização dos ciclos das exportações de turismo das várias regiões (e países) do Mundo com o ciclo das exportações de turismo da União Europeia a 27 países (doravante designada por UE27). É interessante observar que a metodologia seguida neste artigo permite caracterizar os vários ciclos das exportações de turismo não apenas em termos da sincronização como também identificar os efeitos de desfasamento entre ciclos, e o estudo da correlação entre as componentes cíclicas de vários pares de regiões e/ou países. Neste sentido, foram considerados os 5 países mais relevantes em termos de exportações turísticas em cada região do mundo<sup>1</sup> (estes países e respetivos pesos encontram-se identificados na secção 3).

---

<sup>1</sup> Note-se que no caso da UE27 considerámos, para além dos 5 países com maior peso em termos turísticos, também Portugal.



Os dados analisados dizem respeito a séries de exportações turísticas com frequência anual, expressas em bilhões de dólares americanos a preços constantes de 2011. As regiões consideradas são as Caraíbas, a União Europeia, a América Latina, o Médio Oriente, o Norte de África, a América do Norte, o Nordeste Asiático, a Oceânia, o Sul Asiático, o Sudoeste Asiático e a África Subsariana.

Na análise empírica da sincronização entre as componentes cíclicas das exportações turísticas foi escolhida como variável de referência a série temporal das exportações turísticas da UE27. Esta escolha decorre do facto de a UE27 constituir a principal região em termos de exportações turísticas a nível mundial (WTTC, 2013).

Embora tradicionalmente a análise do ciclo económico seja desenvolvida com base em dados de frequência trimestral (ou mensal), neste artigo são usados dados anuais. Esta opção encontra os seus fundamentos na abordagem seguida por Giannone, Lenza e Reichlin (2008). O padrão recorrente de altos e baixos em dados anuais é menos intenso do que o observado em dados trimestrais (ou mensais). No entanto, a utilização de dados anuais apresenta a vantagem de permitir observar o ciclo numa perspectiva histórica. Com efeito, o recurso a dados anuais permite evitar erros de medição e, não obstante a perda de informação relativa à dinâmica de curto prazo, os dados de frequência anual revelam-se mais confiáveis quando o propósito é o de estabelecer fatos robustos sobre a atividade económica real.

As restantes secções do artigo apresentam a seguinte estrutura. Na secção 2 é apresentada a metodologia utilizada na análise dos dados, na secção 3 procede-se a uma descrição breve dos eventos que afetaram as exportações turísticas no período em análise assim como uma discussão da sincronização, das correlações e dos efeitos de desfasamento entre os ciclos. Finalmente, a secção 4 apresenta as principais conclusões do artigo.

## 2. Sincronização dos Ciclos

### 2.1 O Índice de Concordância e o Coeficiente de Correlação

A metodologia proposta por Harding e Pagan (2001) permite medir o grau de sincronização entre dois ciclos<sup>2</sup> com base no índice de concordância. Este índice permite medir a percentagem de tempo em que dois ciclos se encontram na mesma fase. O índice de concordância entre duas regiões  $x$  e  $y$  ( $IC_{x,y}$ ) é dado pela seguinte expressão:

$$IC_{x,y} = \frac{1}{T} \left\{ \sum_{t=1}^T I_{x,t} I_{y,t} + \sum_{t=1}^T (1 - I_{x,t}) (1 - I_{y,t}) \right\} \quad (1)$$

onde a função indicadora do ciclo da procura turística de uma determinada região ou país é definida a partir dos pontos de viragem do ciclo, isto é,

$$I_{j,t} = \begin{cases} 1 & \text{se recessão} \\ 0 & \text{se expansão} \end{cases} \quad (2)$$

com  $j$  = região  $x$  ou região  $y$ .

O método proposto por Harding e Pagan (2001) assegura fases dos ciclos com uma duração mínima de  $\tau$  períodos, permitindo tomar em consideração a propriedade de persistência do ciclo económico. A ordem máxima de atraso pode ser vista como uma regra de censura para garantir a duração e amplitude das fases dos ciclos. Harding e Pagan (2001) utilizam este algoritmo para datar o ciclo económico dos EUA usando os dados do PIB e os resultados que obtêm são semelhantes aos obtidos pelo NBER e por Hamilton (1989). Este método não paramétrico representa assim um procedimento simples, com a vantagem de ser transparente e replicável, tratando-se portanto de um método útil para a obtenção de informação sobre ciclos.

<sup>2</sup> No anexo I descreve-se a metodologia utilizada para decompor as séries temporais.

Com a finalidade de obter informação adicional sobre a relação contemporânea entre os componentes cíclicos das exportações de turismo, também se utiliza o coeficiente de correlação de Pearson,

$$\rho_{x,y} = \frac{\sum_{t=1}^T (C_{x,t} - \bar{C}_x)(C_{y,t} - \bar{C}_y)}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (C_{x,t} - \bar{C}_x)^2 \sum_{t=1}^T (C_{y,t} - \bar{C}_y)^2}}$$

Neste caso, valores deste coeficiente próximos de 1 indicam uma convergência cíclica perfeita, enquanto valores próximos de -1 sugerem a divergência dos ciclos.

## 2.2 Índice de concordância recursivo

O  $IC_{x,y}$  introduzido na secção 2.1 permite analisar a sincronização dos ciclos das exportações turísticas entre regiões e países. No entanto, não permite uma análise da evolução da sincronização ao longo do tempo. Esta limitação conduziu ao desenvolvimento de um indicador complementar, o qual foi designado por Gouveia e Rodrigues (2005) por índice de concordância recursivo. Este índice permite obter a percentagem de tempo em que um par de ciclos coexiste na mesma fase até ao momento do tempo  $t$  ( $t=1, \dots, T$ ) e é dado pela seguinte expressão:

$$R_{IC_{x,y,t}} = \frac{1}{t} \left\{ \sum_{i=1}^t I_{x,i} I_{y,i} + \sum_{i=1}^t (1 - I_{x,i})(1 - I_{y,i}) \right\} \tag{3}$$

onde  $I_{j,t}$ , com  $j$  = região  $x$  ou região  $y$ , foi previamente definido em (4).

## 2.3 Índice de concordância desfasado

No sentido de complementar o  $IC_{x,y,t}$  e num contexto de possível existência de relações não contemporâneas entre ciclos, é também sugerida a utilização do índice de concordância desfasado. Este índice é dado pela expressão,

$$L_{IC_{x,y,d}} = \frac{1}{T} \left\{ \sum_{t=1}^T I_{x,t} (I_{y,t-d}) + \sum_{t=1}^T (1 - I_{x,t})(1 - I_{y,t-d}) \right\} \tag{4}$$

onde  $d$  representa o parâmetro de desfasamento de  $\{C_j\}$  (variável representativa do ciclo). A importância deste índice reside no facto deste permitir quantificar a percentagem de tempo em que dois ciclos se encontram na mesma fase, sendo que um deles se encontra desfasado no tempo  $d$  períodos. Esta versão do índice de concordância permite identificar o ciclo da procura turística avançado por comparação com os ciclos de outras regiões ou países.

# 3. Estudo Empírico

## 3.1 Ciclo Mundial do Turismo e suas crises

A indústria do turismo é muitas vezes descrita como sendo uma indústria “frágil”, e suscetível a vários tipos de perturbações (choques), tais como guerras, surtos de doenças, ataques terroristas, flutuações económicas, instabilidade da moeda e preços da energia, que infelizmente vão surgindo com alguma frequência um pouco por todo o mundo (Neumayer, 2004).

Durante o período em análise neste texto (1985 - 2011) vários desses eventos negativos ocorreram, alguns deles centraram-se numa região, outros em várias regiões e outros ainda tiveram um impacto mais global, resultando, conseqüentemente, em diferentes influências sobre a evolução do ciclo mundial de exportações do turismo.

O gráfico1 apresenta a evolução do ciclo mundial do turismo entre 1985 e 2011.

Neste gráfico podemos identificar três grandes períodos de crises: 1) entre 1990 e 1995; 2) entre 2000 e 2005 (com raízes na segunda metade da década de 90) e, 3) de 2007 até à atualidade. Neste estudo descreveremos brevemente os principais acontecimentos de cada um destes subperíodos.

É importante notar que o impacto destas crises foi heterogéneo entre regiões e países. Este facto poderá ser analisado no gráfico 2, onde se pode observar as evoluções cíclicas regionais das exportações turísticas, e em Apêndice no gráfico A.1 as evoluções cíclicas das exportações turísticas nos países de referência da UE27<sup>3</sup>.

Como complemento às evoluções cíclicas regionais das exportações turísticas apresentadas no gráfico 2, podemos analisar ainda no quadro 1 as taxas de crescimento das exportações anuais do turismo para os três períodos mencionados anteriormente (1990-1995, 2000-2005 e 2007 - 2011).

### 3.1.1 1990 – 1995

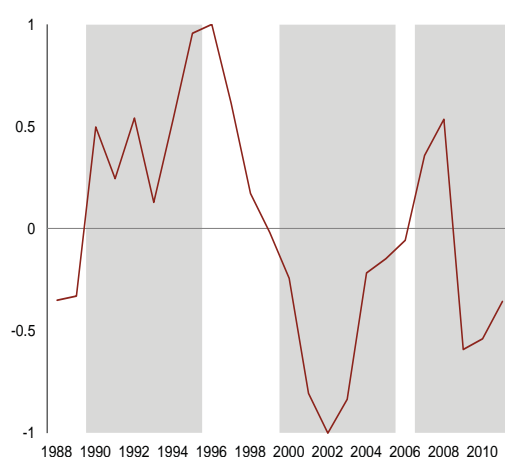
O período entre 1985 e 1989 foi um período de expansão, em parte devido a um choque positivo de oferta ocorrido em 1985, resultante do declínio dos preços do petróleo. No entanto, como pode ser observado a partir do gráfico 1, no início dos anos 90 assistiu-se a um declínio do ciclo mundial de exportações de turismo, que sofreu duas recessões entre 1990 e 1995.

Este período coincide com a primeira Guerra do Golfo (agosto de 1990 - fevereiro de 1991), que desempenhou um papel importante no declínio da procura turística, especialmente no Médio Oriente e no Norte da África (Neumayer, 2004). A partir da quadro 1 observa-se que essas duas regiões registraram taxas de crescimento negativas em 1991, e que de um modo geral (com a exceção do Nordeste Asiático) todas as outras regiões registaram um significativo abrandamento.

No entanto, a Europa estava nesta altura também a entrar num período conturbado. Em 1992 deu-se uma das piores crises do Sistema Monetário Europeu. Desta crise resultou a expulsão da libra e da lira do Mecanismo de Taxas de Câmbio (MTC), a desvalorização da peseta e outras moedas.

#### Gráfico 1

##### CICLO MUNDIAL DE EXPORTAÇÃO DE TURISMO



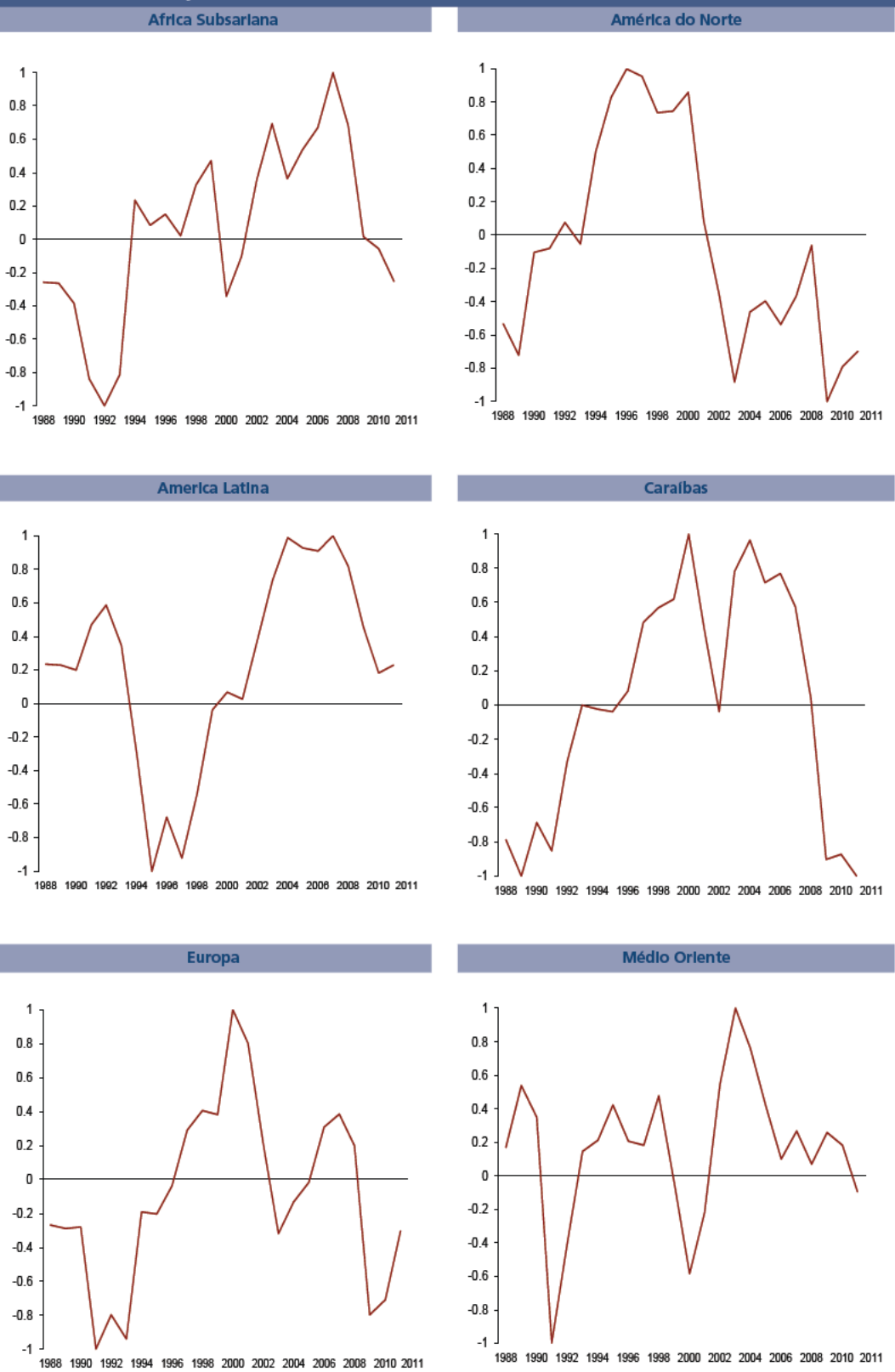
**Fonte:** Cálculos dos autores.

**Nota:** Para a comparação gráfica da evolução cíclica optou-se pela normalização dos valores das series. No presente estudo, os valores normalizados,  $x_t^*$ , são definidos dentro do intervalo fechado de -1 a 1, i.e.,  $x_t^* = \frac{2(x_t - x_{\text{mínimo}})}{x_{\text{máximo}} - x_{\text{mínimo}}} - 1$ ,  $t = 1, \dots, n$ .

<sup>3</sup> Relativamente aos outros países considerados, as respetivas evoluções cíclicas podem ser obtidas dos autores.

Gráfico 2 (continua)

CICLOS DE EXPORTAÇÃO DE TURISMO POR REGIÃO

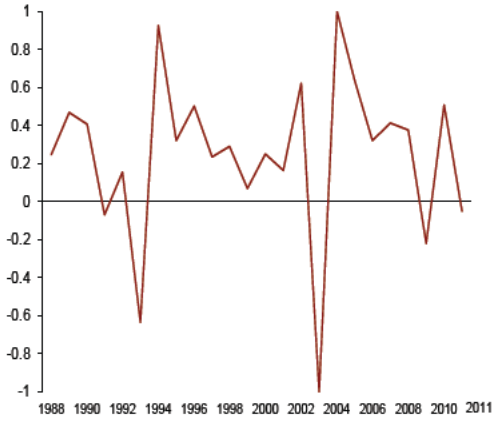


Fontes: World Travel and Tourism Council e cálculo dos autores.

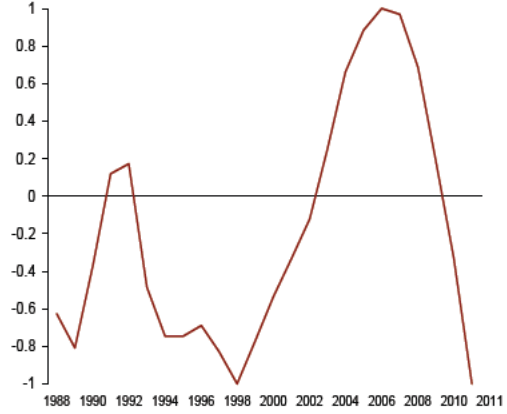
Gráfico 2 (continuação)

CICLOS DE EXPORTAÇÃO DE TURISMO POR REGIÃO

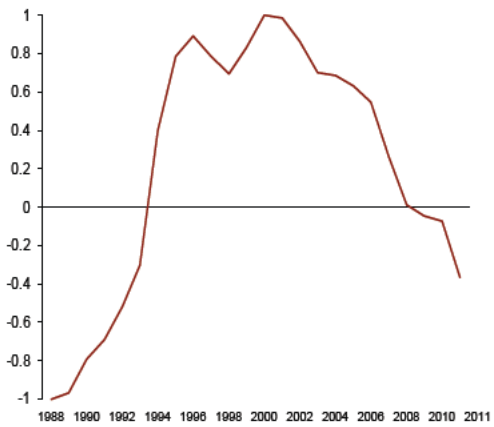
Nordeste Asiático



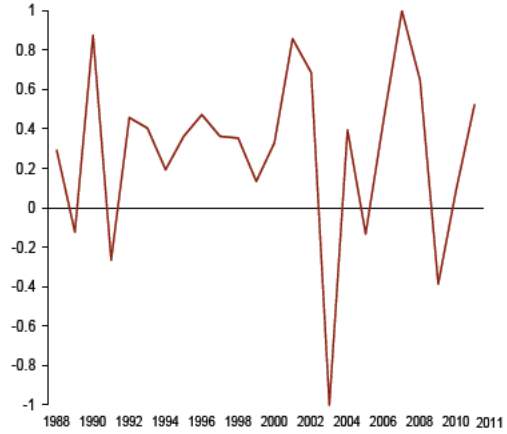
Norte de África



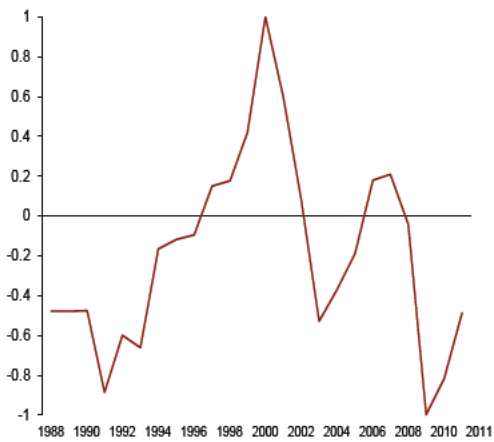
Oceania



Sudeste Asiático



UE27



Fontes: World Travel and Tourism Council e cálculo dos autores.



### Quadro 1

#### TAXAS DE CRESCIMENTO DAS EXPORTAÇÕES DE TURISMO POR REGIÕES DO MUNDO

Regiões	1990	1991	1992	1993	1994	1995	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2007	2008	2009	2010	2011
Caríbas	11.00%	2.70%	8.90%	10.80%	6.10%	7.00%	7.70%	-1.10%	-1.60%	7.90%	8.00%	8.50%	4.50%	1.40%	-7.70%	6.30%	5.20%
Europa	29.20%	0.90%	12.10%	-5.00%	13.60%	17.30%	-1.10%	-0.70%	5.60%	17.60%	16.90%	6.60%	14.80%	9.60%	-13.60%	0.80%	12.30%
UE27	31.40%	1.70%	13.70%	-5.60%	12.90%	17.30%	-2.30%	-2.20%	5.40%	15.90%	16.40%	5.80%	13.90%	7.50%	-13.90%	0.00%	11.80%
América Latina	18.30%	9.90%	11.30%	5.40%	-3.90%	6.70%	5.30%	-3.10%	-8.70%	14.40%	18.70%	17.10%	17.90%	12.40%	-5.60%	11.10%	13.50%
Médio Oriente	8.40%	-12.20%	24.30%	18.00%	12.70%	19.10%	7.70%	7.80%	22.40%	22.10%	9.70%	12.00%	19.30%	20.30%	-1.30%	12.90%	11.60%
Norte de África	2.70%	-10.40%	35.60%	-24.60%	17.90%	18.00%	4.80%	2.60%	1.60%	13.90%	29.00%	15.50%	20.60%	14.30%	-7.50%	8.30%	-14.20%
América do Norte	23.00%	9.00%	9.50%	3.60%	16.40%	8.60%	8.80%	-10.20%	-4.70%	-3.50%	16.40%	9.70%	10.80%	12.60%	-15.30%	10.80%	8.10%
Nordeste Asiático	2.20%	5.80%	14.50%	12.20%	17.90%	17.00%	10.40%	3.70%	11.60%	-0.50%	35.20%	11.50%	14.20%	14.80%	-0.20%	18.30%	8.70%
Oceania	11.80%	6.50%	5.90%	4.50%	42.20%	21.50%	1.80%	-3.10%	6.70%	16.70%	17.30%	7.70%	6.20%	-1.80%	-5.60%	20.50%	4.40%
Sudeste Asiático	29.40%	0.10%	26.60%	12.40%	12.40%	19.60%	9.10%	3.00%	5.50%	-10.40%	28.60%	4.80%	28.40%	7.00%	-12.60%	22.50%	19.90%
África Subsaariana	15.20%	2.20%	9.90%	2.00%	28.10%	16.40%	-10.50%	4.10%	10.50%	41.60%	17.00%	14.10%	17.80%	3.50%	-8.20%	14.00%	8.10%

Fontes: *World Travel and Tourism Council* e cálculo dos autores.

Em 1993, pode observar-se um crescimento negativo das exportações de turismo na UE27 e na Europa (Quadro 1). Este crescimento negativo é particularmente relevante em Portugal em 1994 (-8,8%) e em Espanha em 1993 (-5,1%).

Embora tenhamos apenas focado a primeira metade da década de 1990, esta década, vai ser lembrada também pela gravidade das crises que abalaram o México em 1994, a Ásia Oriental em 1997, e o Brasil e a Federação Russa em 1999. Em particular, a segunda metade da década de 1990 marcou o início de um longo declínio do ciclo mundial de exportações de turismo (Gráfico 1).

A crise financeira da Ásia, que aparentava ser uma crise regional, com o tempo revelou-se a “primeira grande crise dos mercados globalizados”. Toda a Ásia foi afetada com a perda de procura e confiança em toda a região. Em 1997 e 1998, o Nordeste Asiático, Oceânia e o Sudeste Asiático exibiram taxas negativas de crescimento anual das exportações de turismo.

Em agosto de 1998, a Rússia substituiu a Ásia no centro dos mercados em dificuldades. A economia russa ficou sujeita a maiores pressões desde a intensificação da crise asiática em outubro de 1997. Essas pressões refletiram, entre outros fatores, o contágio financeiro da Ásia e as implicações adversas da queda dos preços do petróleo sobre o equilíbrio externo da Rússia.

Em 1999, também a Argentina começou num declínio económico, devido à combinação de vários fatores: a) internos - elevado desemprego e desequilíbrio fiscal, e b) externos - a crise da Rússia em 1998, o impacto da desvalorização da moeda Brasileira em 1999, e a enorme aversão ao risco nos mercados financeiros internacionais.

Os efeitos de contração das exportações de turismo resultantes dessas crises são observáveis no início do século XXI nos países latino-americanos (Quadro 1).

### 3.1.2 2000 – 2005

Este período é marcado por uma série de grandes eventos que tiveram impactos negativos significativos sobre a atividade turística internacional.

Entre estes, importa destacar os ataques terroristas de 11 de setembro de 2001 nos EUA. Os valores negativos das taxas de crescimento das exportações turísticas observados no quadro 1, sobretudo em 2001 e 2002, podem constituir o reflexo sobre os fluxos turísticos dos receios associados ao terrorismo. Estes receios revelam-se particularmente intensos nos países da América do Norte, Caraíbas e UE27.

A contribuição da rubrica Viagens e Turismo para os países industrializados e em desenvolvimento é atualmente tão grande que qualquer desaceleração no nível de atividade constitui um motivo de preocupação. As repercussões estendem-se para além das atividades diretamente relacionadas com o turismo, nomeadamente companhias aéreas, hotéis e restauração, para os setores que fornecem bens intermediários ou finais. Significa isto que todos os setores da economia são afetados em maior ou menor grau (vide, entre outros, Araña e León, 2008).

Adicionalmente, outros eventos tiveram diferentes impactos sobre várias regiões e países do mundo e prejudicaram o crescimento dos fluxos turísticos nos países diretamente afetados, bem como os países e regiões vizinhas (Edmonds e Mak, 2005). Entre estes acontecimentos importa destacar pela sua relevância a invasão do Afeganistão (outubro de 2001), os atentados de Bali (outubro de 2002), a Síndrome Respiratória Aguda Grave (SARS) (novembro de 2002), a guerra no Iraque (primavera de 2003), os atentados de Madrid (março de 2004), o tsunami no Oceano Índico (dezembro de 2004) e os atentados de Londres (julho de 2005). As consequências destes eventos apresentaram diferentes magnitudes e ocorreram em várias regiões e países. Estes resultados encontram-se documentados no gráfico 1. Um resultado interessante que pode ser observado do gráfico 1 é que o impacto conjunto destes eventos sobre o ciclo da procura turística à escala mundial, parece ter sido mais grave do que a atual crise financeira.

Durante este período, o setor dos transportes aéreos foi severamente afetado pelo terrorismo internacional. A crise económica mundial e o aumento dos preços do petróleo levaram grandes companhias aéreas à falência, com consequente impacto noutras empresas de turismo. O terrorismo, foi entendido como uma guerra psicológica, e consequentemente foi gerada uma tendência que privilegiou os fluxos turísticos de curtas distâncias. A segunda guerra do Golfo constituiu um agravamento desta situação e conduziu a uma racionalização drástica da indústria do turismo. Neste contexto, observou-se uma mudança de comportamento dos turistas ocidentais que apresentam neste período uma menor propensão para viagens de longa distância com o receio das consequências da guerra do Iraque, e dos meses de agitação e repetidos ataques terroristas contra turistas (por exemplo, no Bali, Quênia e Tunísia). Paralelamente ocorreu um efeito de sentido oposto em países como a Suíça, o Vietname e a Nova Zelândia, que foram considerados seguros e que beneficiaram dos efeitos de substituição das regiões afetadas.

Além da guerra do Golfo e dos ataques do terrorismo, o surto de SARS, que teve início na China em novembro de 2002, e que se propagou rapidamente pelo mundo inteiro (em agosto de 2003 atingiu 29 países e três regiões) agravaram a situação. As áreas mais afetadas foram a China, Hong Kong, Taiwan e Singapura, países com um peso significativo na região em termos de exportações de turismo (Quadro 2). O impacto foi tão forte que o Banco Mundial previu que o crescimento da produção na Ásia Oriental iria cair quase 1 ponto percentual em 2003.

### 3.1.3 2007 – 2011

Por todo o mundo as economias dos países têm sido severamente atingidas pela crise económica e financeira que teve origem no verão de 2007. Esta crise tem prejudicado a indústria do turismo (Smeral, 2009, 2010, Barda e Sardianou, 2010), podendo-se observar que muitos destinos turísticos têm apresentado crescimento negativo e que globalmente o turismo mundial foi seriamente afetado (Gráfico 1), obrigando países e regiões a efetuar transformações neste setor (Hall, 2010, Pizan, 2009, 2010, Papatheodorou, Rosselló, e Xiao, 2010 e Song e Lin, 2010, 2011).

Durante o ano de 2008 a economia mundial deparou-se com uma situação bastante volátil e instável. O setor do turismo que parecia resistir, aos cenários de quebra existentes noutros setores, como seja, a construção, o setor imobiliário ou a indústria automóvel, registou globalmente uma redução no ritmo de crescimento. O seu desempenho foi, segundo INE (2008), também condicionado por outros fatores, tais como:

- os conflitos militares no Iraque, Afeganistão, Paquistão, Palestina, Sri Lanka e Índia, salientando-se os ataques terroristas de Mumbai em novembro de 2008;
- os problemas climatéricos, como sejam, as inundações na China, em Myanmar, no Brasil, no México e no Reino Unido; as ondas de calor e incêndios na Grécia e Itália; os ciclones e tornados, sobretudo nas Caraíbas e países circundantes; os tremores de terra na China, ou as erupções vulcânicas no Chile;
- os elevados preços internacionais do barril de petróleo durante mais de seis meses do ano e as consequentes dificuldades sentidas pelas companhias aéreas.

Por outro lado, e principalmente a partir do segundo semestre de 2008, o cenário de crescimento do desemprego, com reflexos diretos na confiança dos consumidores e das empresas, assim como na procura interna, iniciou um ciclo descendente na Europa, EUA e Japão, refletindo-se numa contração da atividade turística global e levando, sobretudo os Europeus, a privilegiar destinos menos distantes.

O ano de 2008 foi igualmente caracterizado por uma intensa volatilidade ao nível das taxas de câmbio das principais divisas mundiais. Segundo dados do *Eurostat* e do FMI, o dólar e o euro registaram valorizações significativas perante as divisas de vários mercados emergentes. Se por um lado, estas valorizações tornaram estes mercados mais atrativos em termos de destinos turísticos, por outro, a Europa e os EUA perderam competitividade enquanto destinos. As valorizações significativas do dólar e do euro



acabaram também por reduzir a propensão dos britânicos, um dos principais mercados emissores, para viajar, sobretudo para a Europa.

O agravamento da crise económica e financeira em 2009 motivou uma abrangente intervenção pública nas economias, tentando atenuar a quebra na procura, o risco e a incerteza junto dos mercados financeiros. O setor do turismo registou em 2009 uma contração na atividade, que segundo a OMT, provocou quebras generalizadas nas receitas turísticas. Esta situação está clara no quadro 1, onde se observa que em 2009 todas as regiões analisadas registaram taxas anuais homólogas negativas.

A crescer a esta situação, o aumento continuado do desemprego, condicionado pelo sucesso das ajudas estatais, a limitação do acesso ao crédito e o congelamento de salários, determinaram uma redução na propensão para viajar dos turistas dos principais mercados emissores, nomeadamente os europeus. A retoma económica dos principais mercados emissores, assim como a redução dos elevados níveis de desemprego são tidos, desde essa data, como os principais condicionalismos da recuperação do setor.

Durante o ano de 2009 continuaram a registar-se flutuações cambiais consideráveis (INE, 2009). Muitas das divisas de países emergentes em termos de turismo, que haviam depreciado em 2008 face ao dólar e ao euro, recuperaram parte da valorização das suas divisas, ainda que sem atingir níveis anteriores (FMI, 2010), mas permitindo, desta forma, que a Europa e os EUA recuperassem competitividade como destinos turísticos.

Em 2010 assistiu-se a uma inversão da trajetória descendente da economia mundial que se verificava desde 2008 (INE, 2010). Todas as principais potências económicas registaram um crescimento real do PIB, quando no ano anterior só no conjunto das economias emergentes e em desenvolvimento tal se tinha verificado (FMI, 2011).

Segundo a OMT o setor do turismo registou em 2010 uma recuperação significativa da quebra registada em 2009. Mesmo assim, os efeitos da crise económica mundial ainda eram visíveis nesta atividade, na medida em que a recuperação das receitas turísticas foi mais modesta do que aquela que se observou no número de turistas.

A amplitude das variações, na recuperação das receitas turísticas no ano de 2010, difere consoante se analisa as várias economias. Muito significativo, neste ano de 2010, foi o crescimento verificado neste setor na China, país que subiu a sua posição em todos os *rankings* dos principais indicadores do setor, assumindo uma posição relevante em termos da atividade turística, quer como recetor, quer como emissor (Li & Blake, 2010).

Segundo o WTTC o ano de 2011 foi marcado por um impasse na economia global que cresceu menos em 2011 do que em 2010, verificando-se um abrandamento da taxa de crescimento real do PIB em todas as principais potências económicas, com destaque para o Japão, cuja economia se ressentiu fortemente dos efeitos do terramoto de março de 2011. Entre as várias zonas do globo, foi a UE27 que registou o menor abrandamento entre 2010 e 2011. Nas economias emergentes e em desenvolvimento, embora a riqueza tenha crescido menos do que no ano anterior, progrediu-se a um ritmo que foi mais do triplo do verificado na UE e nos EUA (INE, 2011).

Ainda que a retoma económica seja heterogénea um pouco por todo o globo, em 2011 as receitas do turismo mantiveram um desempenho favorável e, à exceção do Norte de África e Médio Oriente, continuaram a recuperar das quebras ocorridas em 2009, onde a Europa se destaca como sendo a região do globo que concentrou a maior percentagem das receitas turísticas mundiais.

Com a recessão económica muitos desafios surgiram para os destinos e empresas turísticas depois da contração significativa em 2009, o setor do turismo recuperou em 2010, e em 2011 as exportações de turistas internacionais aumentaram (Quadros 1 e 2). A crise teve um impacto particularmente forte e consequências negativas em termos de emprego e PIB em vários países. Apesar da recuperação recente, a incerteza sobre a duração, profundidade e implicações da crise económica global persiste e esta é transmitida à indústria do turismo.

## Quadro 2

## PESO DAS EXPORTAÇÕES DE TURISMO DO PAÍS NA REGIÃO A QUE PERTENCE

Africa Subsariana	1990-1995	2000-2005	2007-2011	America do Norte (e Centro)	1990-1995	2000-2005	2007-2011	Médo Oriente	1990-1995	2000-2005	2007-2011
África do Sul	35.60%	47.80%	42.60%	Estados Unidos	80.00%	77.00%	82.60%	Emiratos A.U.	31.80%	38.40%	42.20%
Maurícias	8.30%	7.10%	6.90%	Canadá	10.10%	14.30%	9.50%	Arábia Saudita	15.20%	16.10%	13.40%
Quênia	16.00%	4.90%	5.50%	México	9.90%	8.70%	7.90%	Libano	7.60%	11.20%	12.10%
Etiópia	1.80%	2.70%	4.60%					Israel	19.20%	10.30%	8.20%
Tanzânia	3.20%	3.90%	4.80%					Síria	6.50%	5.10%	5.80%
<b>UEZ7</b>				<b>Nordeste Asiático</b>				<b>Norte de África</b>			
Espanha	15.40%	16.50%	15.40%	China	30.50%	47.70%	39.10%	Egipto	35.60%	47.80%	42.60%
França	12.70%	15.30%	13.70%	Macau	11.10%	9.40%	16.40%	Marrocos	8.30%	7.10%	6.90%
Alemanha	7.80%	9.70%	11.20%	Hong Kong	20.10%	11.60%	16.50%	Tunísia	16.00%	4.90%	5.50%
Itália	14.40%	11.90%	10.50%	Japão	15.60%	13.00%	10.60%	Algéria	1.80%	2.70%	4.60%
RU	11.10%	8.60%	8.90%	Coreia do Sul	16.00%	12.30%	10.50%	Libia	3.20%	3.90%	4.80%
Portugal	2.80%	2.50%	3.00%								
<b>Europa</b>				<b>Oceânia</b>				<b>Sudeste Asiático</b>			
Turquia	2.10%	4.50%	4.80%	Austrália	63.50%	68.10%	61.40%	Taiilândia	25.70%	31.90%	32.40%
Suíça	5.20%	3.70%	4.10%	Nova Zelândia	23.50%	19.80%	20.40%	Malásia	13.60%	21.30%	25.90%
Rússia	1.80%	3.30%	3.10%	Outros Oceânia	10.10%	9.80%	15.00%	Singapura	25.30%	12.70%	17.00%
Cróacia	1.40%	1.90%	2.10%	Fiji	2.30%	1.70%	2.30%	Indonésia	24.20%	21.10%	11.30%
Noruega	1.80%	1.20%	1.10%	Vanuatu	0.50%	0.40%	0.70%	Vietname	1.80%	3.90%	5.10%
<b>América Latina</b>				<b>Caralbas</b>				<b>Sul Asiático</b>			
Brasil	21.60%	26.50%	21.70%	República Dom.	10.50%	17.10%	18.60%	Índia	61.20%	69.60%	78.90%
Argentina	14.20%	13.60%	17.20%	Porto Rico	18.90%	16.70%	16.00%	Paquistão	16.80%	10.40%	6.50%
Colômbia	10.80%	10.10%	8.90%	Cuba	6.70%	9.30%	9.40%	Sri Lanka	11.10%	10.50%	5.50%
Peru	3.50%	5.90%	8.20%	Jamaica	13.40%	9.40%	9.60%	Maldivas	4.00%	4.60%	3.50%
Panamá	2.30%	3.60%	7.10%	Bahamas	9.90%	8.50%	8.70%	Nepal	6.60%	4.20%	2.40%

Fontes: World Travel and Tourism Council e cálculo dos autores.

Após o grave declínio do PIB real em 2008, as estimativas para 2009 apontaram para uma estabilização da produção mundial num nível inferior, no entanto o desemprego continuou a aumentar nos principais mercados emissores de turismo; taxas de câmbio e preços de petróleo continuaram a flutuar, e as restrições das linhas de crédito bancárias permaneceram. Da análise do crescimento médio das exportações de turismo dos cinco países mais representativos em cada região do mundo, verifica-se que dos 59 países analisados neste trabalho, em 20 (33,9%) identifica-se um crescimento médio negativo para o período 2007-2011. Segundo anúncio recente da OMT o turismo internacional aumentou cerca de 4%, em 2012, face a 2011. Em 2012, pela primeira vez, mil milhões de viajantes cruzaram as fronteiras, sendo que para 2013 esta organização prevê um crescimento entre os 3% e os 4% no turismo internacional (UNWTO, 2013).

### 3.2 Sincronização do Ciclo

Na análise da sincronização do ciclo das exportações de turismo escolheu-se a UE27 como região de referência, dado que esta corresponde à principal região do mundo em termos de exportações. As exportações de turismo da UE27 geraram em 2012, 412.0 biliões de dólares (cerca de 5,6% do total das exportações); ver WTTC (2012). A contribuição direta da rubrica Viagens e Turismo correspondeu a 3,0% do PIB total e a sua contribuição total representou cerca de 8,4% do PIB. Além disso, Viagens e Turismo gerou diretamente 3,6% do emprego total, e a sua contribuição total para o emprego, incluindo empregos indiretamente suportados pela indústria, correspondeu a 9,1% do emprego total.

O quadro 3 apresenta as estatísticas dos ciclos de diferentes regiões do mundo e compara-os com o ciclo da UE27. Observamos que em termos do IC, a concordância mais forte da UE27 é com a Europa (91,30%), seguida da América do Norte (78,26%) e do Sudeste Asiático (73,91%), o menor IC é observado para o Médio Oriente (30,43 %).

No que respeita à correlação de Pearson, observamos que a correlação mais forte é com a Europa (0,96), seguida da Oceânia (0,69), América do Norte (0,59) e Sudeste Asiático (0,45). A menor é observada para o Norte de África (-0,08), seguida pelo Médio Oriente (-0,12), a América Latina (-0,23) e o Nordeste Asiático (0,26).

Podemos ainda observar que as regiões com maior correlação com a UE27 (Europa, Oceânia e América do Norte) têm também ciclos de exportação de turismo com fortes índices coincidentes com esta região, com a exceção do Sudeste Asiático, cujo ciclo apresenta um atraso de 3 anos. O Nordeste Asiático, o Médio Oriente e a África Subsariana têm ciclos avançados quando comparados com a UE27, de 3, 3 e 1 ano, respetivamente. Em relação ao índice de concordância (IC) entre a UE27 e os países considerados nesta análise, assim como a evolução dos outros índices, observa-se a partir do quadro A.1 do Anexo II, que o IC mais forte é encontrado entre os ciclos da UE27 e Espanha (82,61%), que é seguido de perto pela Alemanha, o Reino Unido, os EUA, Singapura e as Maurícias, todos apresentando um IC superior a 70% com o ciclo da UE27. O país que apresenta o menor IC com a UE27 é o Líbano (26,09%).

A partir da evolução da sincronização anual observa-se um fenómeno interessante, ou seja, 24 dos 59 países considerados apresentam um crescimento positivo e 35 dos 59 países um crescimento negativo (Quadro 4). O quadro 4 apresenta a variação anual do IC para o período entre 1993 e 2011. Os valores neste quadro são baseados no indicador de concordância recursivo, ou seja, na média anual da primeira diferença do índice de concordância recursivo ( $R_{IC}$ ). Os países com crescimento positivo de sincronização com a UE27 têm, de um modo geral, um grau relativamente baixo de sincronização (Quadro A.1).

Os países com um crescimento positivo de sincronização com a região da UE27 são geralmente países em desenvolvimento onde a atividade turística tem sido de interesse crescente nas últimas décadas (em particular nos países da África Subsariana e América Latina). Esses países têm, em alguns casos, uma ligação histórica e relações comerciais importantes com países da UE27, assim como, possivelmente, mercados emissores comuns. Deste modo, o aumento da sincronização pode, eventualmente, também

## Quadro 3

## ESTATÍSTICAS DO CICLO DA UE27 COM OUTRAS REGIÕES DE REFERÊNCIA

Regiões	$P_{t,y}$	(+)/(-)	IC(%)	$I_{IC1}$ (%)	$I_{IC2}$ (%)	$I_{IC3}$ (%)	SD	$\frac{SD_t}{SD_{UE27}}$	AR(1)	AR(2)	AR(3)
UE27	-	-	-	-	-	-	0.49	1	0.7	0.31	0
Caralbas	0.71	0	69.57*	45.45	52.38	50	0.68	1.39	0.76	0.48	0.26
Europa	0.96	0	91.30*	50	57.14	54.55	0.52	1.07	0.7	0.36	0.09
América Latina	-0.23	-3	56.52*	50	52.38	50	0.58	1.18	0.86	0.61	0.36
Médio Oriente	-0.12	3	30.43	36.36	57.14*	54.55	0.42	0.87	0.41	-0.21	-0.32
Norte de África	-0.08	-3	56.52*	50	47.62	45.45	0.65	1.33	0.82	0.53	0.28
América do Norte	0.59	0	78.26*	54.55	42.86	40.91	0.64	1.3	0.79	0.57	0.37
Nordeste Asiático	0.26	3	60.87	31.82	61.9*	59	0.44	0.89	-0.41	0.09	-0.14
Oceânia	0.69	0	52.17*	50	47.62	45.45	0.67	1.36	0.85	0.66	0.46
Sudeste Asiático	0.45	-3	73.91*	50	47.62	45.45	0.44	0.9	-0.21	-0.2	-0.13
África Subsariana	0.39	1	47.83	59.09	61.9*	59.09	0.52	1.06	0.7	0.4	0.22

**Fontes:** *World Travel and Tourism Council* e cálculo dos autores.

**Nota:** \* Desfasamento de concordância máximo. Ásia do Sul foi omitida por falta de dados.

#### Quadro 4

##### CRESCIMENTO ANUAL DE SINCRONIZAÇÃO COM O CÍCLO DA UE27 (1993-2011)

País	Posição	T.C.S.	País	Posição	T.C.S.
Alemanha	1	4.09%	Itália	31	-1.75%
Marrocos	2	3.51%	Caraíbas	32	-1.75%
Hong Kong	3	3.51%	Israel	33	-1.75%
Tailândia	4	3.51%	México	34	-1.75%
Bahamas	5	3.22%	Singapura	35	-1.75%
Quênia	6	3.22%	Cuba	36	-2.05%
República Dom.	7	2.92%	Emiratos Arab. Unidos	37	-2.05%
Suíça	8	2.92%	Maldivas	38	-2.05%
Argentina	9	2.92%	China	39	-2.34%
Panamá	10	2.92%	França	40	-2.34%
Portugal	11	2.63%	Jamaica	41	-2.34%
Turquia	12	2.63%	Porto Rico	42	-2.34%
Brasil	13	2.34%	Rússia	43	-2.34%
Japão	14	2.34%	Perú	44	-2.34%
Coreia do Sul	15	2.34%	Egipto	45	-2.34%
Ilhas Salomão	16	2.34%	Canadá	46	-2.34%
Vanuatu	17	2.34%	Austrália	47	-2.34%
África do Sul	18	2.34%	Síria	48	-2.63%
Macau	19	2.05%	Índia	49	-2.63%
Paquistão	20	2.05%	Nova Zelândia	50	-2.63%
Croácia	21	1.46%	Nepal	51	-2.63%
Arábia Saudita	22	1.46%	Indonésia	52	-2.63%
Líbano	23	1.17%	Tanzânia	53	-2.63%
Etiópia	24	1.17%	Vietname	54	-2.92%
Espanha	25	-1.17%	Sri Lanka	55	-2.92%
Tunísia	26	-1.17%	Algéria	56	-2.92%
Estados Unidos	27	-1.17%	Líbia	57	-3.51%
Maurícia	28	-1.46%	Colômbia	58	-3.51%
RU	29	-1.46%	Fiji	59	-3.51%
Malásia	30	-1.46%			

**Fontes:** *World Travel and Tourism Council* e cálculo dos autores.

**Nota:** T.C.S. significa Taxa de Crescimento de Sintonia.

ser explicado pela presença de um ciclo económico subjacente semelhante. Por outro lado, os países com taxas de crescimento negativas em termos de IC estão localizados, de um modo geral, em regiões do mundo onde a sincronização com a UE27 é relativamente elevada (Quadro A.1). Neste contexto, a margem de crescimento, em termos de sincronização, é relativamente baixa. Estes países encontram-se na América do Norte (e Central), Norte de África, Médio Oriente e Ásia. A diminuição da sincronização com a UE27 pode estar associada a uma diminuição da dependência dos mercados europeus de origem, em favor de novos mercados de origem.

O coeficiente de correlação e o indicador concordância do ciclo económico permitem-nos observar os efeitos da persistência e co-movimento dos ciclos de exportações de turismo (Quadro A.1). Em vários casos, observamos que os desfasamentos indicam que o ciclo das exportações de turismo da UE27 antecipa em 1 a 2 períodos o ciclo das exportações turísticas de outras regiões ou países. Os resultados também indicam que o número de desfasamentos identificados não é indiferente ao indicador utilizado (coeficiente de correlação ou índice de concordância).

De facto, o coeficiente de correlação compara as diferenças nas variações dos componentes cíclicos de exportações de turismo, enquanto o indicador de concordância desfasada é um indicador das fases do ciclo. Este indicador dá a percentagem de tempo em que os ciclos de exportação de duas regiões ou países estão na mesma fase. Isto é, a percentagem de tempo em que ambos os ciclos se encontram em expansão e em recessão. Este indicador é sensível ao efeito de persistência do ciclo, isto é, a alterações nas fases do ciclo que não ocorrem, em regra, a curto prazo, mas num período de tempo mais prolongado.

Os resultados do IC entre a UE27 e cada uma das restantes dez regiões consideradas, permite concluir pela existência de um atraso de dois períodos em 30% dos casos. Em particular, o Médio Oriente, o Nordeste Asiático e a África Subsariana. Ao nível desagregado (país) o IC máximo também ocorre a um desfasamento de dois períodos em 47,5% dos países considerados. Os resultados do IC por país estão entre 91,3% (Europa, exceto UE27) e 51,17% (Médio Oriente).

Esses desfasamentos podem sugerir que há relações causais entre a componente cíclica das exportações de turismo em vários países e as regiões consideradas.

### 3.3 Causalidade de Granger entre componentes cíclicas

No sentido de investigar a interação entre ciclos em maior detalhe foi ainda realizada uma análise baseada na utilização de testes à causalidade de Granger. Ou seja, são aplicados testes que permitem concluir se uma variável desfasada correspondente ao ciclo das exportações turísticas de uma região ou país apresenta informação significativa para explicar o ciclo das exportações turísticas da UE27 e vice-versa.

Os resultados do quadro 5 indicam que, em termos agregados (regiões), o ciclo de exportação turística na UE27 tem influência sobre os ciclos de três das 10 regiões consideradas (América do Norte, Oceânia e Sudeste Asiático). No entanto, há evidência de causalidade em ambos os sentidos na relação entre a UE27 e a América do Norte (e Central). Nestes casos, a causalidade à Granger mostra que as exportações de turismo da UE27 podem contribuir para explicar o comportamento dos componentes do ciclo de exportações de turismo de outras regiões.

A um nível desagregado, ou seja, na relação entre os ciclos da UE27 e dos 59 países considerados, há evidência de causalidade em 24% dos casos (Itália, Portugal, Reino Unido, República Dominicana, Croácia, Líbia, Emirados Árabes Unidos, EUA, Japão, Macau, Índia, Singapura, Tailândia e Quênia). Verifica-se também causalidade à Granger de alguns países em relação ao ciclo da UE27, nomeadamente dos EUA, Portugal, Espanha, Bahamas, Cuba, Rússia, Emirados Árabes Unidos, Marrocos, Hong Kong, Macau, Austrália, Maldivas e Tailândia.

## 4. Conclusão

Em tempos de crise, observa-se que nos debates públicos e políticos se torna proeminente o interesse pelo turismo, diminuindo drasticamente durante os anos de crescimento económico (Jóhannesson, 2010). Esses debates parecem sugerir uma clara necessidade de uma melhor compreensão da maneira como os vários países (ou regiões), interagem uns com os outros e como afetam a indústria do turismo (Cohen e Neal, 2010).

Os resultados obtidos neste estudo permitem concluir que o ciclo das exportações de turismo da UE27 antecipa em 1 a 2 períodos o ciclo das exportações turísticas de outras regiões ou países. Esta evidência de desfasamentos temporais entre os ciclos de desvio da UE27 e de boa parte dos ciclos das restantes regiões e países considerados, permite utilizar a comparação de ciclos das exportações de turismo como instrumento de apoio à decisão dos agentes económicos associados a esta atividade. A relação entre os ciclos da UE27 e de outras regiões e países foi corroborada pela aplicação de testes à causalidade de Granger.

## Quadro 5

### TESTES DE CAUSALIDADE À GRANGER (RELAÇÕES SIGNIFICATIVAS A 10%)

Hipótese Nula:	p-vaue
América do Norte não Causa à Granger a UE27	0.0252
UE27 não Causa à Granger a América do Norte	0.0319
Oceânia não Causa à Granger a UE27	0.0958
UE27 não Causa à Granger o Sudeste Asiático	0.0935
UE27 não Causa à Granger a Itália	0.0141
UE27 não Causa à Granger Portugal	0.0844
Portugal não Causa à Granger a UE27	0.0977
Espanha não Causa à Granger a UE27	0.0808
UE27 não Causa à Granger o RU	0.0067
Bahamas não Causa à Granger a UE27	0.0921
Cuba não Causa à Granger a UE27	0.0549
UE27 não Causa à Granger a República Dom.	0.0153
UE27 não Causa à Granger a Croácia	0.0978
Rússia não Causa à Granger a UE27	0.0528
Emirados Árab. Unid. não Causa à Granger a UE27	0.0419
UE27 não Causa à Granger os Emirados Árab. Unid.	0.0837
UE27 não Causa à Granger a Líbia	0.0107
Marrocos não Causa à Granger a UE27	0.0808
UE27 não Causa à Granger os EUA	0.0149
Hong Kong não Causa à Granger a UE27	0.0895
UE27 não Causa à Granger o Japão	0.0293
UE27 não Causa à Granger Macau	0.0935
Austrália não Causa à Granger a UE27	0.0288
UE27 não Causa à Granger a Índia	0.0740
Malásia não Causa à Granger a UE27	0.0736
UE27 não Causa à Granger Singapura	0.0077
Tailândia não Causa à Granger a UE27	0.0867
UE27 não Causa à Granger a Tailândia	0.0412
UE27 não Causa à Granger o Quênia	0.0261

**Fonte:** Cálculo dos autores.

Os resultados obtidos a partir do indicador de concordância recursivo revelam também uma evolução no comportamento da sincronização entre ciclos. Esta dinâmica é caracterizada por um crescimento positivo de sincronização de países em desenvolvimento onde a atividade turística tem sido de interesse crescente nas últimas décadas (em particular nos países da África Subsariana e América Latina), com a UE27. Em sentido inverso, verifica-se que em regiões do mundo onde a sincronização com a UE27 é relativamente elevada (Quadro A.1), e com maior tradição na atividade turística, estas tendem a apresentar margens de crescimento mais baixas. Em termos de sincronização os países com taxas de crescimento negativas em termos do IC, estão localizados, de um modo geral, na América do Norte (e Central), Norte de África, Médio Oriente e Ásia. A diminuição da sincronização com a UE27 pode estar associada a uma diminuição da dependência dos mercados europeus de origem em favor de novos mercados de origem.

Finalmente, a descrição e análise das crises económicas e outros tipos de perturbações sócio económicos que tiveram lugar no período em estudo permitiu concluir pela influência da economia sobre a atividade turística. Este fenómeno encontra-se documentado em quadros e gráficos tradutores da evolução das exportações turística que tendem a apresentar valores de crescimento negativo em várias regiões e países em boa parte dos períodos de crise identificados e analisados na secção 3.1.

A abordagem em maior detalhe da sincronização, desfasamento e causalidade que possam caracterizar a relação entre os ciclos económicos e os ciclos da procura turística à escala mundial correspondem a uma linha de investigação em curso por parte dos autores.

## Referências

- Andraz, J. L., Gouveia, P. M. e P. M. M. Rodrigues (2009), "Modelling and Forecasting the UK Tourism Growth Cycle in Algarve", *Tourism Economics*, vol 15, No 2, 323-338.
- Araña, J. E. e J. León C. J. (2008), "Annals of Tourism Research", vol 35, No 2, April 2008, 299-315.
- Barda, C., e Sardianou, E. (2010), Analysing consumers' 'activism' in response to rising prices. *International Journal of Consumer Studies*, 34, 133-139.
- Burns, A.F. e Mitchell, W.C. (1946), "Measuring Business Cycles", *National Bureau of Economic Research*, Cambridge, M.A.
- Clark, P. (1987), "The Cyclical Component of U.S. Economic Activity", *Quarterly Journal of Economics*, vol 102, No 4, November, 797-814.
- Cohen, E. & Neal, M. (2010), "Coinciding crises and tourism in contemporary Thailand", *Current Issues in Tourism*, in press.
- Collins, D. e Tisdell, C. (2004), "Outbound business travel depends on business returns: Australian evidence", *Australian Economics Papers*, 43 (2), 192-207.
- Crato, N. (1990), "Modelização Econométrica em Espaço de Estados: Estimação e Previsão com Filtro de Kalman", *Estudos de Economia*, vol 10, No 3, abril-junho, 315-348.
- Crouch, G.I. (1996), "Demand Elasticity's in international marketing - a metanalytical application to Tourism", *Journal of Business Research*, 36 (2), 117-136.
- Durbin, J. e S. Koopman (2001), "Time Series Analysis by State Space Models", *Oxford University Press*.
- Eugenio-Martín, J. L., N. Martín Morales e R. Scarpa, (2004) "Tourism and Economic Growth in Latin American Countries: A Panel Data Approach", *FEEM Working Paper*, Eurostat, Statistical office of the European Union. <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home>.
- FMI (2010) World Economic Outlook Update, International Monetary Fund, April. <http://www.imf.org>.
- FMI (2011) World Economic Outlook Update, International Monetary Fund, April. <http://www.imf.org>.
- Giannone D., Lenza, M. e Reichlin, L. (2008), *NBER Working Paper No. 14529*.
- Gilchrist, W. (1976), *Statistical Forecasting*, London, Wiley.
- Gouveia, P.M. e Rodrigues, P.M.M. (2005), "Dating and synchronizing tourism growth cycles", *Tourism Economics*, 11 (4), 501-515.
- Granger, C. W. J. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods", *Econometrica* 37 (3), 424-438.
- Guerreiro, R. F, Rodrigues, P. M. M. e J. L. Andraz (2012), "A comparison of the cyclical evolution of various geographic areas of reference with Portugal", *Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles*, vol 17 No 4, Bank of Portugal, Winter 2011, 41-54.
- Guerreiro, R. F. (2010), "Análise e monitorização do ciclo económico português: Uma abordagem centrada no método de Kalman", Tese de Doutoramento não publicada, Faculdade de Economia da Universidade do Algarve.
- Guizzardi, A. e Mazzocchi. M. (2010), "Tourism demand for Italy and the business cycle", *Tourism Management*, 31, 367-377.



- H. Song, S. Lin, S.F. Witt, e Zhang, X. (2011), "Impact of financial/economic crisis on demand for hotel rooms in Hong Kong", *Tourism Management*, 1, 172-186.
- H. Song e Lin, S. (2010), "Impacts of the financial and economic crisis on tourism in Asia", *Journal of Travel Research*, 1, 16-30.
- Hall, C.M. (2010), "Crisis in Tourism Events: Subjects of crisis in tourism", *Current Issues in Tourism*, 13 (5), 401-417.
- Hamilton, J.D. (1989), "A New Approach to the Economic analysis of non-stationary time series and the Business Cycles: Durations, Dynamics and Forecasting", *Princeton University Press*, Princeton, 357-384.
- Harding, D. e Pagan A. (2001), "A comparasion of two business cycle dating methods", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol 27 No 9, 1681-1690.
- Harvey, A. (1989), "Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman filter", *Cambridge University Press*.
- INE (2011). Tourism Statistics 2011, Statistics Portugal, Instituto Nacional de Estatística de Portugal.
- INE (2010). Tourism Statistics 2010, Statistics Portugal, Instituto Nacional de Estatística de Portugal.
- INE (2009). Tourism Statistics 2009, Statistics Portugal, Instituto Nacional de Estatística de Portugal.
- INE (2008). Tourism Statistics 2008, Statistics Portugal, Instituto Nacional de Estatística de Portugal.
- Jóhannesson, G.T. (2010), "Tourism in times of crisis: Exploring the discourse of tourism development in Iceland", *Current Issues in Tourism*, in press.
- Kalman, R. e R. Bucy (1961), "New Results in Linear Filtering and Prediction Theory", *Transactions of the ASME Journal of Basic Engineering*, Série D, vol. 83, 95-107.
- Kalman, R. (1960), "A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems", *Transactions of the ASME Journal of Basic Engineering*, Série D, vol. 82, 35-45.
- Lemelin, H., Maher, P., Stewart, E.J., Dawson, J., & Lück, M. (2010), "Last chance tourism: The boom, doom, and gloom of visiting vanishing destinations", *Current Issues in Tourism*, in press.
- Li, S., & Blake, A. (2010), "China's tourism in an economic slowdown", *Current Issues in Tourism*, in press.
- Lim C. e McAleer, M. (2002), "A cointegration analysis of annual tourism demand by Malasia for Australia", *Mathematics and Computers in Simulation*, 59 (1-3), 197-205.
- Lim, C. (1997), "Review of International tourism demand models", *Annals of Tourism research*, 24 (4), 835-849.
- Neumayer, E. (2004), "The Impact of Political Violence on Tourism: Dynamic Cross-National Estimation", *Journal of Conflict Resolution*, Vol. 48 (2), 259-281.
- Ogata, K. (2002), "Modern Control Engineering", 4th edition, Prentice-Hall, Inc.
- Papatheodorou, Andreas; Rosselló, Jaume & Xiao, Honggen (2010), "Global Economic Crisis and Tourism: Consequences and Perspectives", *Journal of Travel Research*, February 2010.
- Pizam, A. (2010), "Hotels as tempting targets for terrorism attacks", *International Journal of Hospitality Management*, 29(1), 1.
- Pizam, A. (2009), "The global financial crisis and its impact on the hospitality industry", *International Journal of Hospitality Management*, 28, 301.
- Smeral, E. (2010), "Impacts of the World Recession and Economic Crisis on Tourism: Forecasts and Potential Risks", *Journal of Travel Research*, February , 49, 31-38.

Smeral, E. (2009), "The Impact of the Financial and Economic Crisis on European Tourism vol. 82, issue 3, 195-208.

UNWTO (2013), 2012, "International Tourism Results and Prospects for 2013", *IGLTA Foundation Symposium February 5, 2013*.

Wada, T. e Perron, P. (2006), "An Alternative Trend-Cycle Decomposition using a State Space Model with Mixtures of Normals: Specifications and Applications to Internacional Data", *Department of Economics Boston University*, Setembro.

World Tourism Organization and International Labour Organization (2013), Economic Crisis, International, Tourism Decline and its Impact on the Poor, UNWTO, Madrid.

World Travel and Tourism Council (2013) Travel and Tourism European Union economic impact 2013. [http://igltafoundation.org/wpcontent/uploads/2013/02/UNWTO\\_NY\\_IGLTA\\_2013\\_fin.pdf](http://igltafoundation.org/wpcontent/uploads/2013/02/UNWTO_NY_IGLTA_2013_fin.pdf) e <http://www.unwto.org>

WTTC (2012). Travel & Tourism Trends and Economic Impact, World Travel & Tourism Council, Update November. [http://www.wttc.org/site\\_media/uploads/downloads/MonthlyUpdate\\_Nov\\_2012.pdf](http://www.wttc.org/site_media/uploads/downloads/MonthlyUpdate_Nov_2012.pdf)

WTTC (2011). Economic Impact of Travel & Tourism Update, World Travel & Tourism Council, Update November. [http://www.wttc.org/site\\_media/uploads/downloads/4pp\\_document\\_for\\_WTM\\_RGB.pdf](http://www.wttc.org/site_media/uploads/downloads/4pp_document_for_WTM_RGB.pdf)

### Anexo I – Metodologia de decomposição das séries temporais

Considere-se o seguinte modelo estrutural aditivo,

$$y_t = \Gamma_t + C_t + \varepsilon_t \tag{A.1}$$

onde a variável escalar dependente,  $\{y_t\}$ , representa os valores observados da série temporal de interesse,  $\Gamma_t$  representa a função tendência,  $C_t$  a componente cíclica, e  $\varepsilon_t$  a componente de ruído. Deste modo, o modelo representado na equação (A.1) faz a decomposição dos valores observados da série temporal  $\{y_t\}$ , nas componentes não estacionária (tendência)  $\Gamma_t$  e estacionária (ciclo de desvio)  $C_t$ , dispostas como variáveis não observadas.

Segundo Clark (1987), Wada e Perron (2006) e Guerreiro, Rodrigues e Andraz (2012) o modelo de equações mais utilizado, entre as classes de modelos encontrados em estudos que envolvem o ciclo de desvio, utilizando o filtro de Kalman, é o seguinte:

$$\begin{cases} y_t = \Gamma_t + C_t + \varepsilon_t \\ \Gamma_t = \Gamma_{t-1} + \beta_{t-1} + \delta_t \\ \beta_t = \beta_{t-1} + \theta_t \\ C_t = \phi_1 C_{t-1} + \phi_2 C_{t-2} + \omega_t \end{cases} \tag{A.2}$$

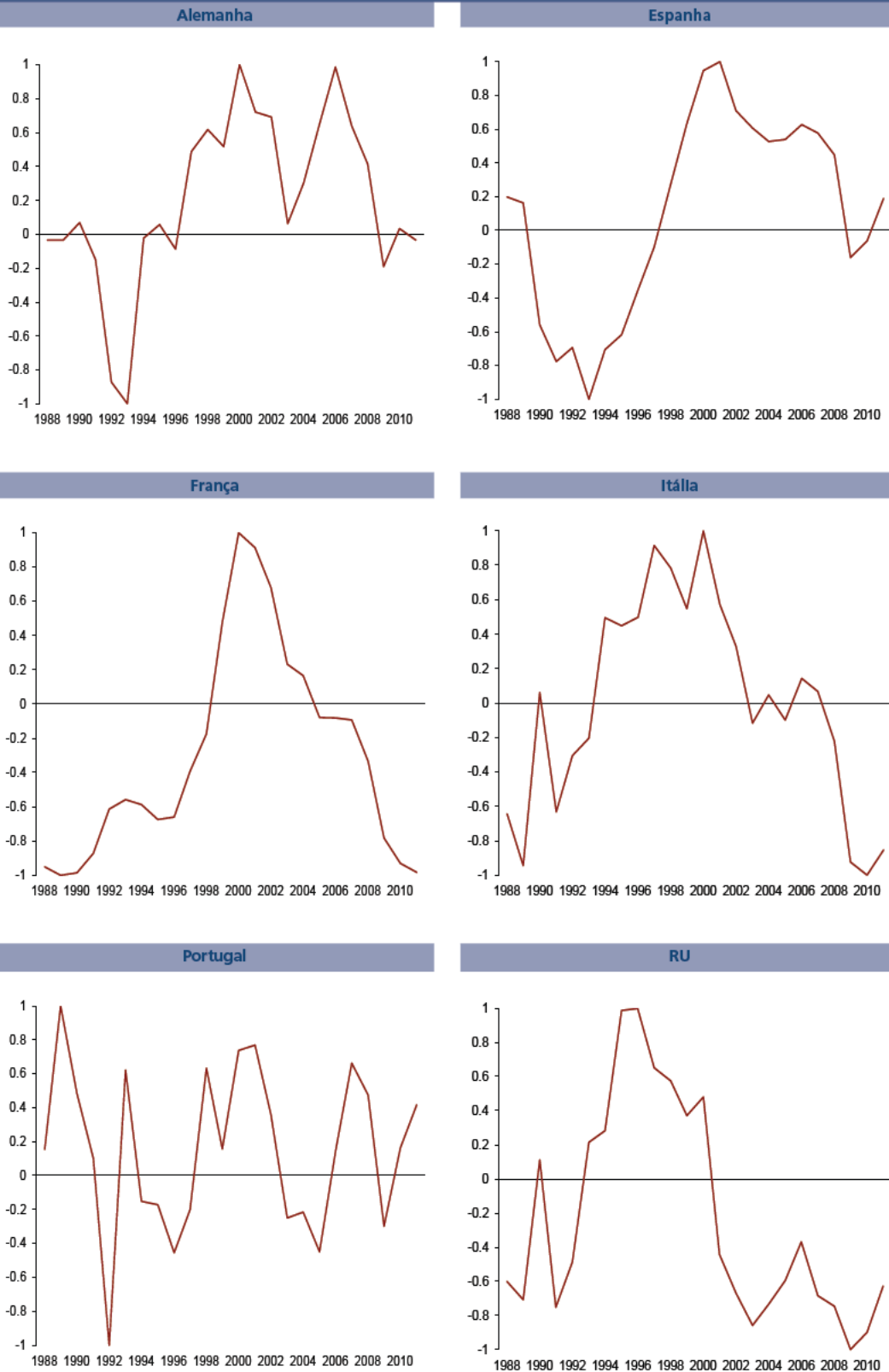
A tendência,  $\beta_t$ , representada no modelo (A.2) utiliza a formulação conhecida de Theil e Wega (Crato, 1990), em que a variável segue um crescimento esperado linear; tanto a tendência ( $\beta_t$ ) como o nível ( $\Gamma_t$ ) evoluem segundo um passeio aleatório (Gilchrist, 1976), e a componente cíclica, ( $C_t$ ) segue um processo autoregressivo de segunda ordem (Wada e Perron, 2006 e Guerreiro, Rodrigues e Andraz, 2012).

O modelo (A.2) é posteriormente representado na formulação em espaço de estados, para que seja possível a subsequente aplicação do filtro de Kalman proporcionando desta forma a obtenção dos sinais (valores) das variáveis não observadas,  $\Gamma_t$  e  $C_t$ , a partir do sinal fornecido pela série temporal observada  $\{y_t\}$  (Harvey, 1989 e Ogata, 2002). A técnica de inicialização do filtro de Kalman utilizada neste estudo foi a da inicialização difusa (Durbin e Koopman, 2001 e Guerreiro, 2010). Assim sendo, a variável principal para o estudo do ciclo, depois de extraída pelo método sugerido por Kalman (1960) e Kalman e Bucy (1961), será a variável estacionária (ciclo de desvio)  $C_t$ .

## Anexo II

### Gráfico A.1

#### CICLOS DE EXPORTAÇÃO DE TURISMO DE 6 PAÍSES DA UE27



Fonte: Cálculo dos autores.

## Quadro A.2 (continua)

## SINCRONIZAÇÃO DO CICLO DA UEZ7 COM O CICLO DE VÁRIOS PAÍSES E OUTRAS ESTATÍSTICAS

Região	País	$\rho_{t-1,t}$	(+)/(=)	IC(%)	$I_{TC1}(\%)$	$I_{TC2}(\%)$	$I_{TC3}(\%)$	SD	$\frac{SD_t}{SD_{UEZ7}}$	AR(1)	AR(2)	AR(3)
Países da UEZ7	França	0.77	0	56.52	59.09	57.14	54.55	0.62	1.27	0.86	0.62	0.36
	Alemanha	0.77	0	73.91*	45.45	42.86	40.91	0.5	1.02	0.69	0.38	0.21
	Itália	0.82	0	69.57*	45.45	52.38	50	0.6	1.22	0.71	0.51	0.31
	Portugal	0.35	-3	56.52	63.64*	47.62	45.45	0.48	0.98	0.15	-0.11	-0.29
	Espanha	0.63	1	82.61*	68.18	61.9	59.09	0.59	1.2	0.88	0.7	0.5
	Reino Unido	0.46	-2	78.26*	45.35	33.33	31.82	0.64	1.31	0.77	0.59	0.4
Outros Países Europeus	Cróacia	0.16	3	39.13	54.55*	47.62	45.45	0.47	0.96	0.78	0.56	0.39
	Rússia	0.5	-3	56.52	59.09	71.43*	68.18	0.55	1.14	0.76	0.5	0.19
	Suíça	0.12	-2	52.17	68.18*	61.9	59.09	0.52	1.07	0.47	0.07	0.03
	Turquia	0.08	-1	43.48	50	61.90*	59.09	0.49	1	-0.28	-0.23	0.02
	Noruega	0.57	-1	60.87*	54.55	47.62	45.45	0.62	1.28	0.79	0.48	0.18
	Canadá	0.8	0	65.22*	50	42.86	40.91	0.57	1.16	0.54	0.31	0.1
America (Central) do Norte	México	0.13	-1	60.87*	45.45	52.38	50	0.54	1.1	0.72	0.34	0.1
	EUA	0.5	3	78.26*	54.55	42.86	40.91	0.61	1.24	0.72	0.5	0.3
	Austrália	0.72	0	60.87*	45.45	42.86	40.91	0.72	1.47	0.85	0.65	0.44
Oceania	Fiji	-0.15	3	43.48	40.91	47.62*	45.45	0.59	1.2	0.9	0.7	0.47
	Nova Zelândia	0.63	0	52.17	54.55	57.14*	54.55	0.68	1.39	0.76	0.43	0.16
	Ilhas Salomão	-0.37	3	39.13	54.55	57.14*	54.55	0.61	1.24	0.78	0.58	0.34
	Vanuatu	-0.11	3	43.48	40.91	47.62*	45.45	0.62	1.27	0.92	0.77	0.6
	Argentina	-0.48	-2	56.52*	45.45	47.62	45.45	0.59	1.2	0.83	0.59	0.37
	Brasil	-0.22	-3	43.48	40.91	57.14*	54.55	0.52	1.06	0.83	0.49	0.1
America Latina	Colômbia	0.1	1	39.13	59.09*	52.38	50	0.45	0.92	0.21	-0.46	-0.21
	Panamá	-0.3	-2	47.83	63.64*	38.1	36.36	0.56	1.14	0.8	0.55	0.34
	Peru	0.43	-1	56.52*	50	38.1	36.3	0.43	0.88	0.61	0.21	-0.02
	Bahamas	0.24	-3	65.22*	54.55	38.1	36.36	0.52	1.06	0.54	0.01	-0.08
	Cuba	0.49	-1	60.87*	54.55	33.33	31.82	0.69	1.42	0.68	0.24	0
Caralbas	Rep. Dom.	0.3	3	52.17	40.91	61.90*	59.09	0.46	0.95	0.52	0.03	0.01
	Jamaica	-0.13	3	52.17	36.36	61.9*	59.09	0.53	1.08	0.56	0.14	-0.09
	Porto Rico	0.66	0	60.87	63.64*	33.33%	32.82	0.55	1.13	0.64	0.16	-0.06

Fontes: World Travel and Tourism Council e cálculo dos autores.

Nota: \* indica desfasamento de concordância máximo.

## Quadro A.2 (continuação)

### SINCRONIZAÇÃO DO CICLO DA UE27 COM O CICLO DE VÁRIOS PAÍSES E OUTRAS ESTATÍSTICAS

Região	País	$\rho_{x,y}$	(+)/(+)	IC(%)	$L_{IC1}(\%)$	$L_{IC2}(\%)$	$L_{IC3}(\%)$	SD	$\frac{SD_{UE27}}{SD_{País}}$	AR(1)	AR(2)	AR(3)
Ásia do Norte	China	0.64	0	56.52*	36.36	52.38	50	0.62	1.27	0.78	0.45	0.12
	Hong Kong	-0.57	0	60.87	68.18*	52.38	50	0.55	1.12	0.72	0.45	0.29
	Japão	-0.19	3	47.83*	36.36	42.86	40.19	0.56	1.14	0.84	0.66	0.44
	Macau	-0.76	0	39.13	52.38*	52.38*	50	0.6	1.22	0.87	0.67	0.48
	Coreia do Sul	0.21	1	39.13	54.55*	38.1	36.36	0.48	0.98	0.59	0.24	0.01
Ásia do Sul	Índia	-0.24	2	56.52	50	33.33	31.82	0.43	0.88	0.6	0.15	-0.01
	Maldivas	0.13	1	65.22	22.73	54.14	54.55	0.41	0.84	-0.24	-0.24	-0.08
	Nepal	0.07	-3	43.48	45.45	42.86	40.91	0.6	1.22	0.6	0.24	0.17
	Paquistão	-0.62	-1	34.78	40.91	47.62	45.45	0.53	1.08	0.86	0.58	0.3
	Sri Lanka	-0.08	1	56.52	31.82	38.1	36.36	0.53	1.08	0.51	0.17	-0.15
Sudeste Asiático	Indonésia	0.31	-3	56.52	59.09*	52.38	50	0.53	1.08	0.86	0.62	0.42
	Malásia	0.5	1	69.57*	54.55	61.9	59.09	0.62	1.27	0.39	-0.05	-0.22
	Singapura	-0.04	2	73.91*	50	28.57	27.27	0.5	1.02	0.66	0.36	0.19
	Tailândia	0.49	-3	65.22*	45.45	52.3	50	0.58	1.18	-0.23	-0.12	-0.16
	Vietname	0.67	0	47.83*	40.91	38.1	36.36	0.6	1.22	0.78	0.47	0.18
África do Norte	Argélia	0.33	3	47.83	50	52.38*	50	0.6	1.22	0.8	0.57	0.36
	Egipto	-0.2	-1	60.87*	27.27	42.86	40.91	0.51	1.04	0.32	-0.13	-0.18
	Líbia	0.1	3	34.78	45.45	60.67	63.64*	0.62	1.27	0.88	0.72	0.54
	Marrrocos	-0.09	-3	65.22*	54.55	57.14	54.55	0.55	1.12	0.83	0.66	0.5
	Tunísia	0.39	-3	69.57	72.73	76.19*	72.73	0.5	1.02	0.79	0.61	0.42
África Subariana	Etiópia	-0.25	1	26.09	31.82	42.86*	40.91	0.49	1	0.31	-0.13	-0.15
	Quênia	-0.13	2	65.22*	54.55	42.86	40.91	0.6	1.22	0.69	0.43	0.26
	Maurícias	0.66	0	78.26*	45.45	52.38	50	0.5	1.02	0.57	0.23	0.01
	África do Sul	0.25	2	43.48	50	61.90*	59.09	0.48	0.98	0.65	0.43	0.16
	Tanzânia	0.34	0	52.17*	45.45	42.86	49.91	0.46	0.94	0.66	0.32	0.1
Médio Oriente	Israel	0.46	-1	65.22*	50	42.86	40.91	0.51	1.04	0.62	0.19	-0.06
	Líbano	-0.61	0	26.09	40.91	47.62*	45.45	0.51	1.04	0.67	0.27	-0.08
	Arábia Saudita	-0.23	3	30.43	54.55	47.62*	45.45	0.66	1.35	0.73	0.5	0.31
	Síria	0.25	-2	52.17	56.36	38.1	36.36	0.53	1.08	0.69	0.41	0.19
	Emiratos A.U.	-0.02	-3	52.17	54.55	61.90*	59.09	0.56	1.14	0.82	0.53	0.27

Fontes: World Travel and Tourism Council e cálculo dos autores.

Nota: \* indica desfasamento de concordância máximo.



# PREVISÃO DE RETORNOS AGREGADOS UTILIZANDO *VALUATION RATIOS, OUT-OF-SAMPLE*

Ana Sequeira\*\*

## RESUMO

É amplamente reconhecido que os rácios dividendo-preço (*valuation ratios*) fornecem, *in-sample*, indicações relevantes sobre os retornos futuros de ativos. Especificamente, períodos de preços elevados, em relação aos dividendos, são sucedidos por anos de baixos retornos; e períodos de preços baixos, em relação aos dividendos, antecedem anos de retornos elevados. Este padrão de previsibilidade é comum a vários mercados. Neste artigo, aferimos a utilidade dos *valuation ratios* na previsão, *out-of-sample*, dos retornos agregados no mercado de ações e no mercado imobiliário nos EUA. Verificamos que existe evidência estatística que suporta a transição dos resultados *in-sample* para um contexto *out-of-sample*. Mais concretamente, os rácios dividendo-preço e os rácios renda-preço apresentam uma capacidade não negligenciável para prever em tempo real os retornos de ações e imóveis, respetivamente. Notamos, contudo, que estes resultados podem depender da amostra. Especialmente no mercado de ações, o final da amostra (que inclui a recente crise financeira) pode ser o responsável pelos bons resultados.

## 1 Introdução

A previsão de retornos é um dos tópicos mais discutidos em Finanças. Cochrane (2011) resume a evidência que mostra a existência de um padrão de previsibilidade comum a vários mercados (ações, obrigações, imobiliário, dívida externa e dívida soberana) e que conclui (*in-sample*) que *valuation ratios* preveem retornos, e não *cash-flows* futuros<sup>1</sup>. Neste contexto, para o mercado de ações, conclui-se que os rácios dividendo-preço preveem retornos e não o crescimento dos dividendos. Mais concretamente, rácios dividendo-preço baixos sinalizam retornos futuros baixos; e rácios dividendo-preço altos sinalizam retornos futuros elevados. Para o mercado imobiliário, o resultado é semelhante: preços elevados, relativamente às rendas, estão associados a retornos futuros baixos; não sinalizam o aumento permanente das rendas ou dos preços.

Neste artigo, pretendemos verificar se este fenómeno generalizado se mantém *out-of-sample*, ou seja, se seria possível prever sistematicamente retornos sem acesso a informação futura (simulando assim a

---

\* Este artigo é um sumário da Tese Final de Mestrado (onde podem ser consultados todos os detalhes), desenvolvida sob orientação do Professor Doutor João Valle e Azevedo, no Departamento de Estudos Económicos (Banco de Portugal). Agradeço a João Valle e Azevedo pela sua disponibilidade, ideias e observações relevantes. Agradeço também a Ana Pereira pelos códigos em *Mathematica* e esclarecimento de algumas questões, e a Martín Saldías pelas suas importantes sugestões. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade da autora, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade da autora.

\*\* Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

<sup>1</sup> Ver, Fama e French (1988, 1989) para ações; Fama e Bliss (1987), Campbell e Shiller (1991) e Piazzesi e Swanson (2008) para bilhetes do tesouro; Fama (1986) para obrigações; Hansen e Hodrick (1980) e Fama (1984) para divisas; Gourinchas e Rey (2007) para dívida externa.

elaboração de previsões em tempo real). Focamo-nos no mercado imobiliário, onde não existem estudos de previsão *out-of-sample* para os retornos de habitação, e utilizamos a análise do mercado de ações como uma referência importante.

Entre os estudos que examinam a previsibilidade dos retornos de imóveis, Case e Shiller (1990) mostram que o rácio renda-preço tem um bom desempenho quando utilizado para prever (*in-sample*) os retornos. Mais recentemente, Plazzi *et al.* (2010) concluem (também, *in-sample*) que o rácio renda-preço prevê retornos esperados de apartamentos, espaços comerciais e propriedades industriais (mas não prevê retornos esperados de edifícios de escritórios).

Para o mercado de ações, a literatura é volumosa. Goyal e Welch (2003, 2008) exploram a existência de ganhos na previsão do *equity premium* (retornos de ações acima do retorno de um ativo sem risco) *out-of-sample*, utilizando como regressores variáveis financeiras com um razoável desempenho *in-sample*, e concluem que a maioria dos modelos produz fracos resultados *out-of-sample*. Por outro lado, Rapach e Wohar (2006) constatam que diversas variáveis financeiras têm uma boa capacidade, *in-sample* e *out-of-sample*, para prever retornos de ações. Rapach *et al.* (2010) encontram também ganhos significativos *out-of-sample* utilizando métodos de combinação de previsões.

Os nossos resultados revelam a existência de evidência estatística que suporta a extensão dos resultados de previsibilidade *in-sample* para um contexto *out-of-sample* nos dois mercados sob escrutínio. Especialmente para o mercado imobiliário, verificamos que o rácio renda-preço tem uma elevada capacidade para prever retornos. Dada a ausência de estudos *out-of-sample* para o mercado imobiliário, estas conclusões são um contributo para a literatura.

Como Rapach e Wohar (2006), o nosso objetivo é testar a previsibilidade de retornos na população. Por esse motivo, neste artigo, não estamos interessados em explorar a possibilidade de um investidor conseguir, em tempo real, construir um portfólio que garanta retornos “excessivos”.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na secção 2, descrevemos os dados utilizados nas aplicações empíricas. A secção 3 apresenta os resultados *in-sample*, enquanto a secção 4 expõe a metodologia econométrica utilizada. Na secção 5 discutimos os principais resultados e na secção 6 apresentamos as conclusões e ideias para investigação futura.

## 2. Dados

### Mercado de ações:<sup>2</sup>

Como Lettau e Ludvigson (2001), utilizamos dados trimestrais para o mercado de ações dos EUA. A amostra cobre o período 1947:T1 – 2010:T2 (amostra com dimensão  $T = 254$  observações) e a nossa variável dependente é o *equity premium* obtido por deter ações (representadas num índice) do período  $t$  ao período  $t + h$ . O *equity premium* é definido como o retorno obtido no mercado de ações deduzido de uma taxa de juro de curto prazo sem risco. No nosso caso, utilizamos o valor ponderado do retorno calculado pelo *Center for Research in Security Prices* (CRSP) deduzido do retorno associado a um bilhete do tesouro a 3 meses (este é usado como uma *proxy* para a taxa de juro de curto prazo sem risco). O rácio dividendo-preço é a variável financeira que potencialmente prevê o *equity premium*.

2 Os dados para o mercado de ações e para o mercado imobiliário estão disponíveis em <http://faculty.chicagobooth.edu/john.cochrane/research/index.htm>. Os dados para o mercado imobiliário estão também disponíveis em <http://www.lincolnst.edu/subcenters/land-values/rent-price-ratio.asp>.



## Mercado imobiliário:

Para o mercado imobiliário, utilizamos dados trimestrais de 1960:T1 a 2010:T1 (amostra com dimensão  $T = 201$  observações). Foram considerados dois índices de preços de casas: o índice de preços calculado por Case, Shiller e Weiss e o índice de preços divulgado pelo *Office of Federal Housing Enterprise Oversight* (OFHEO)<sup>3</sup>. Uma vez que os resultados obtidos foram bastante semelhantes, optamos por apresentar apenas as conclusões para os dados de Case, Shiller e Weiss. A nossa variável dependente é o logaritmo do retorno obtido por deter uma casa do período  $t$  até  $t+h$  e a variável com um expectável poder preditivo sobre o retorno é o rácio renda-preço respetivo.

### 3. Regressões *In-Sample*

Nesta secção discutimos os resultados obtidos através de regressões *in-sample* que motivam o exercício *out-of-sample*.

Considere-se o seguinte modelo de regressão:

$$y_{t+h} = \alpha + \beta x_t + u_{t+h}, \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

onde  $y_{t+h}$  é o retorno obtido por deter o ativo financeiro de  $t$  até  $t+h$ ,  $h > 0$  é o horizonte de previsão,  $x_t$  é a variável financeira utilizada para prever  $y_{t+h}$  e  $u_{t+h}$  é um termo de erro.

Para avaliar a capacidade preditiva de  $x_t$  *in-sample* podemos estimar a equação (1) utilizando as  $T-h$  observações disponíveis e, em seguida, analisar a estatística  $-t$  associada à estimativa OLS de  $\beta$  e a medida de bondade do ajustamento ( $R^2$ )<sup>4</sup>. Quando existe evidência para rejeitar a hipótese nula de que  $\beta = 0$  e o valor de  $R^2$  é elevado, podemos concluir que  $x_t$  tem poder preditivo sobre  $y_{t+h}$ .

Existem alguns problemas associados a esta análise, nomeadamente o enviesamento provocado por pequenas amostras (ver Stambaugh 1986, 1999) e a dependência entre as observações da variável a prever (ver Richardson e Stock, 1989). A autocorrelação induzida no termo de erro deve obviamente ser tida em consideração aquando da realização de inferência estatística.

Para cada mercado em questão, estimámos por OLS a equação (1) e recorremos aos erros padrão robustos de Newey e West (1987) para o cálculo da estatística- $t$  habitual. O quadro 1 apresenta os resultados.

**Quadro 1**

REGRESSÕES <i>IN-SAMPLE</i> (HORIZONTES DE 1, 4, 8, 12, 18 E 24 TRIMESTRES)												
Horizonte	Mercado de ações					Mercado imobiliário						
	Período amostral 1947:T1 - 2010:T2					Período amostral 1960:T1 - 2010:T1						
	$\hat{\beta}$	$t$ -stat	R <sup>2</sup> %	Adj. R <sup>2</sup> %	$\hat{\beta}$	Case-Shiller-Weiss			OFHEO			
					$\hat{\beta}$	$t$ -stat	R <sup>2</sup> %	Adj. R <sup>2</sup> %	$\hat{\beta}$	$t$ -stat	R <sup>2</sup> %	Adj. R <sup>2</sup> %
1	3,80	(2,89)	2,85	2,46	1,27	(5,24)	22,30	21,91	1,21	(8,47)	32,95	32,61
4	16,57	(3,14)	11,23	10,88	5,90	(2,88)	38,80	38,48	5,39	(4,73)	45,47	45,19
8	32,08	(3,38)	19,97	19,64	12,86	(3,49)	54,85	54,61	11,41	(5,52)	59,06	58,84
12	46,35	(3,97)	25,38	25,07	18,84	(4,62)	64,31	64,12	16,67	(6,81)	67,00	66,82
18	74,17	(5,17)	33,05	32,76	25,27	(5,73)	67,05	66,87	22,73	(7,98)	69,76	69,60
24	121,28	(6,52)	44,47	44,23	29,68	(5,44)	61,46	61,24	27,18	(7,63)	66,90	66,71

**Fonte:** Cálculos da autora.

**Notas:** A equação de regressão é  $y_{t+h} = \alpha + \beta x_t + u_{t+h}$ , onde  $y_{t+h}$  e  $x_t$  são o *equity premium* e o rácio dividendo-preço, respetivamente, para o mercado de ações; e o logaritmo dos retornos e o rácio renda-preço para o mercado imobiliário.  $t$ -stat representa a estatística- $t$  utilizando os erros padrão robustos de Newey e West (1987).

<sup>3</sup> Ver Calhoun (1996) para mais detalhes sobre estes índices.

<sup>4</sup> A hipótese nula ( $H_0: \beta = 0$ ) reflete a ausência de capacidade de  $x_t$  para prever  $y_{t+h}$ .

Analisando os resultados, detetamos um padrão comum nos mercados. A estimativa de  $\beta$  e o  $R^2$  aumentam com o horizonte de previsão e o valor observado da estatística  $-t$  conduz à rejeição da hipótese nula de ausência de previsibilidade dos retornos. Adicionalmente, as estimativas apresentam sempre um sinal positivo, o que permite confirmar as conclusões apresentadas em Cochrane (2011): preços elevados, em relação aos dividendos (ou rendas, para o mercado imobiliário) sinalizam retornos futuros baixos.

Impõe-se, assim, investigar se a previsibilidade *in-sample* sobrevive a um exercício de simulação de previsões em tempo real (*out-of-sample*).

#### 4. Metodologia Económica

Nesta secção, discutimos os modelos de regressão escolhidos para gerar as previsões *out-of-sample* e os testes estatísticos utilizados para analisar os resultados obtidos.

##### 4.1 Análise *Out-of-Sample*

Uma análise *out-of-sample* pressupõe a simulação de previsões para  $y_{t+h}$ , no momento  $t$ . Dada uma amostra, é necessário determinar um valor para o *sample-split parameter* ( $R$ ), que coincidirá com o período a que se refere a primeira previsão (não existe um critério absoluto para determinar  $R$ ; a ideia será estabelecer um compromisso entre o número de observações utilizadas para estimar os coeficientes dos modelos e o número de observações disponíveis para avaliar o desempenho das previsões). Utiliza-se a amostra que inclui as primeiras  $R-h$  observações para estimar o modelo, e gerar as previsões para  $t=R$ . De seguida é acrescentada à amostra *in-sample* uma observação (a que corresponde ao período  $t=(R+1)-h$ ), o modelo é reestimado e é gerada uma nova previsão, correspondente ao período  $t=R+1$ . Este processo é repetido até ao final da amostra.

##### 4.2 Modelos de regressão

Foram selecionados diferentes modelos para gerar o conjunto de previsões pretendido. No que se segue,  $\hat{y}_{t+h|t}$  representa a previsão de  $y_{t+h}$  (retorno obtido por deter o ativo financeiro de  $t$  até  $t+h$ ), dada a informação até ao período  $t$ , e  $x_t$  é o *valuation ratio* que poderá ter poder preditivo em relação a  $y_{t+h}$ .

- **Média Histórica:**  $\hat{y}_{t+h|t} = \frac{1}{t} \sum_{s=1}^t y_s$ ,  $t = R, \dots, T$ . Como Goyal e Welch (2003, 2008) e Campbell e Thompson (2008), escolhemos a média histórica como modelo de previsão de referência (*benchmark*), uma vez que, de acordo com a interpretação mais comum da hipótese dos mercados eficientes, esta representa a hipótese de não previsibilidade dos retornos.
- **Modelo autoregressivo direto:**  $\hat{y}_{t+h|t} = \hat{\alpha} + \sum_{j=0}^{p-1} \hat{\beta}_j y_{t-j}$ . Para a construção das previsões, consideramos uma versão em que a ordem de defasamentos é fixa ( $p=2$ ) e uma versão em que esta é determinada pelo critério AIC ( $p$  inteiro  $\in [1,4]$ )<sup>5</sup>. Os coeficientes do modelo são estimados por OLS.
- **Modelo autoregressivo aumentado direto:**  $\hat{y}_{t+h|t} = \hat{\alpha} + \sum_{j=0}^{p_1^*-1} \hat{\beta}_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{p_2^*-1} \hat{\delta}_j x_{t-j}$ ,  $p_1^*$ ,  $p_2^*$  inteiros  $\in [1,4]$ . As ordens de defasamento ( $p_1^*$  e  $p_2^*$ ) são determinadas recorrendo ao critério AIC e os coeficientes são estimados por OLS.
- **Modelo de regressão direto com ou sem defasamentos:**  $\hat{y}_{t+h|t} = \hat{\alpha} + \sum_{i=0}^{p-1} \hat{\beta}_i x_{t-i}$ . Para a obtenção dos resultados, foi considerado o caso em que a ordem de defasamentos é fixa ( $p=2$ ) e a alter-

5 Ver Akaike (1974).

nativa em que a ordem de desfasamentos é determinada pelo critério AIC ( $p$  inteiro  $\in [1,4]$ ). Os coeficientes são estimados por OLS.

- **Filtro univariado e multivariado low-pass:** Seguindo o argumento apresentado em Valle e Azevedo e Pereira (2012), utilizamos este método quando é útil prever apenas as baixas frequências de  $y_t$  ( $w_t = B(L)y_t$ , onde  $B(L)$  é um filtro que elimina as flutuações com período inferior a 32 trimestres, como é típico em estudos do ciclo económico). Assim, estaremos a considerar como previsões dos retornos agregados, as previsões das baixas frequências dos mesmos. Dado que a amostra disponível é finita ( $\{y_t\}_{t=1}^T$ ) e admitindo que temos disponíveis  $C$  séries de regressores ( $z_1, \dots, z_c$ ), podemos aproximar as baixas frequências de  $y_t$  (isto é, podemos aproximar  $w_t$ ) através de uma soma ponderada dos elementos de  $y_t$  e de  $z_1, \dots, z_c$ :

$$\hat{w}_t = \sum_{j=-f}^p \hat{B}_j^{p,f} y_{t-j} + \sum_{s=1}^c \sum_{j=-f}^p \hat{R}_{s,j}^{p,f} z_{s,t-j} \quad (2)$$

$p$  e  $f$  denotam o número de observações no passado e no futuro, respetivamente, que são consideradas. Os coeficientes são estimados resolvendo um problema de minimização<sup>6</sup>. Para extrair o sinal  $w_{t+h} = B(L)y_{t+h}$ ,  $h > 0$ , devemos fixar  $f = -h$  na solução do referido problema (garantimos assim que apenas é utilizada a informação disponível até ao momento  $t$ ). Obtemos o filtro univariado se excluirmos de (2) o conjunto de regressores  $z_1, \dots, z_c$ .

### 4.3 Avaliação das Previsões

Como medida de avaliação das previsões obtidas utilizando os diferentes modelos, utilizamos o rácio entre o erro quadrático médio de previsão do modelo concorrente e o do *benchmark* (*Rácio – EQMP*). Quando este rácio é inferior a 1, o modelo concorrente produz melhores previsões (segundo o critério mencionado) do que o modelo de referência (média histórica).

Apresentamos também uma análise gráfica que permite avaliar o desempenho relativo dos modelos de previsão ao longo da amostra. Como proposto em Goyal e Welch (2003), representamos graficamente a diferença entre os erros de previsão ao quadrado acumulados do modelo de referência e os erros de previsão ao quadrado acumulados do modelo concorrente (daqui por diante, referir-nos-emos a esta diferença como *Net – SSE*). Sempre que esta diferença é positiva, o modelo concorrente supera o modelo de referência na amostra compreendida entre a primeira previsão e a data representada no eixo das abcissas.

### 4.4 Testes Out-of-Sample

Para avaliar a significância estatística dos resultados obtidos, recorreremos a dois tipos de testes: um *equal accuracy test* e um *forecast encompassing test*.

O *equal accuracy test* permite-nos testar se o *Rácio – EQMP* é estatisticamente igual a 1, contra a alternativa de que as previsões geradas pelo modelo concorrente são melhores (têm um *EQMP* menor). Para realizar o teste utilizamos as estatísticas *modified MSFE – t* e *MSFE – F* (ver Diebold e Mariano, 1995; Harvey *et al.* 1997, 1998 e McCracken, 2007). Uma vez que, com exceção do filtro multivariado, todos os modelos utilizados são *nested*, os valores críticos para estas estatísticas foram gerados por simulação<sup>7, 8</sup>.

6 Explicações mais detalhadas sobre o filtro multivariado podem ser encontradas em Valle e Azevedo (2011) e Valle e Azevedo e Pereira (2012).

7 Dois modelos dizem-se *nested* se existir um conjunto de regressores comum entre eles (ver Clark e McCracken, 2005). No nosso caso, isso acontece devido à presença do regressor constante na maioria dos modelos.

8 O procedimento de *bootstrap* utilizado foi construído com base nos métodos apresentados por Kilian (1999) e Mark (1995).

De acordo com Harvey *et al.* (1997), dizemos que um conjunto de previsões incorpora (*encompasses*) um conjunto de previsões concorrente, se este último não contribuir para uma redução estatisticamente significativa no *EQMP* quando combinado com o conjunto de previsões original. Um *forecast encompassing test* permite avaliar se um conjunto de previsões geradas por um modelo mais simples incorpora toda a informação útil contida num outro conjunto de previsões geradas por um modelo concorrente. Aplicando este conceito ao nosso estudo, se as previsões que resultam da média histórica incorporam as previsões produzidas pelo modelo que utiliza o *valuation ratio*, então a variável financeira considerada não contém informação adicional útil para prever os retornos agregados. As estatísticas de teste empregadas, *modified ENC-t* e *ENC-F*, resultam de uma adaptação a este problema da estatística de teste sugerida por Diebold e Mariano (1995). Uma vez mais, dado que as estatísticas de teste utilizadas não apresentam uma distribuição *standard*, os valores críticos foram gerados utilizando um procedimento de *bootstrap*.

## 5. Resultados empíricos

Nesta secção, discutimos os principais resultados obtidos com a metodologia descrita anteriormente.

### Mercado de ações:

Analisando o quadro 2, concluímos que apenas o modelo de regressão direto gera previsões que conseguem superar o *benchmark*, para todos os horizontes de previsão. Os respetivos *Rácios-EQMP* são estatisticamente inferiores a 1 considerando os níveis de significância convencionais, o que significa que as previsões produzidas pelo modelo concorrente têm maior poder preditivo do que as geradas pela média histórica. Adicionalmente verificamos que os *Rácios-EQMP* diminuem com o horizonte de previsão, ou seja, a capacidade do rácio dividendo-preço para prever os retornos agregados melhora à medida que consideramos horizontes de previsão mais longos. Estes resultados são consistentes com os resultados apresentados na secção 3, onde notámos que a previsibilidade *in-sample* aumenta com o horizonte de previsão.

O filtro univariado não supera o modelo de referência para nenhum dos horizontes. Contudo o filtro multivariado apresenta *Rácios-EQMP* inferiores a 1 para  $h=20$  e  $h=24$  (apesar de não serem estatisticamente diferentes de 1 quando utilizamos a estatística *modified MSFE-t* para aplicar o teste).

Conclusões semelhantes podem ser retiradas quando analisamos os resultados do *forecast encompassing test* (Quadro 3). Em particular, quando utilizamos a estatística *ENC-F* para realizar o teste, encontramos evidência estatística para rejeitar a hipótese nula (de que as previsões geradas pela média histórica incorporam (*encompass*) aquelas produzidas pelo modelo de regressão direto) para um nível de significância de 5%.

**Quadro 2**

#### RÁCIOS-EQMP E RESULTADOS DO EQUAL ACCURACY TEST PARA O MERCADO DE AÇÕES

Horizonte (trimestres)	1	4	6	8	12	18	20	24
Modelo de regressão direto ( $p=0$ )	0,988*	0,984**	0,976**	0,987*	0,969***	0,909***	0,883***	0,883***
Modelo de regressão direto ( $p=2$ )	0,991	1 001	0,999	1 008	0,996	0,946	0,934	0,934
Modelo de regressão direto ( $p_{max}=4$ )	1 001	1 005	1 006	1 011	1 009	0,985	0,977	0,977
Filtro multivariado								
sem regressores	1 028	1 122	1 140	1 168	1 230	1 152	1 099	1 099
com o rácio dividendo-preço	1 020	1 082	1 070	1 080	1 140	1 034	0,983	0,983

**Fonte:** Cálculos da autora.

**Notas:** Para o modelo de regressão direto, que é um modelo *nested*, utilizou-se a estatística de teste *MSFE-F* e valores críticos gerados por *bootstrap*; para o Filtro Multivariado (modelo *non-nested*), a estatística de teste utilizada foi a *modified MSFE-t* e consideram-se os valores críticos da distribuição *t-Student* com  $(N-1)$  graus de liberdade ( $N$  é o número de erros de previsão; ver Clark and McCracken, 2001 e McCracken, 2007). As previsões foram geradas para o período 1985:T1-2010:T2. Os níveis de significância de 10%, 5%, e 1% estão representados por um, dois ou três asteriscos, respetivamente.

**Quadro 3**

RESULTADOS DO FORECAST ENCOMPASSING TEST PARA O MERCADO DE AÇÕES								
Horizonte (trimestres)	1	4	6	8	12	18	20	24
Modelo de regressão direto ( $p=0$ )								
<i>ENC-F</i>	0,813	2,224**	1,870**	0,471	-0,361	2,615***	4,375***	5,892***

**Fonte:** Cálculos da autora.

**Notas:** O teste utilizado assume que as previsões podem ser viesadas e ineficientes (caso mais geral). Os valores críticos foram gerados por *bootstrap*. As previsões foram geradas para o período 1985:T1-2010:T2. Os níveis de significância de 10%, 5%, e 1% estão representados por um, dois ou três asteriscos, respetivamente.

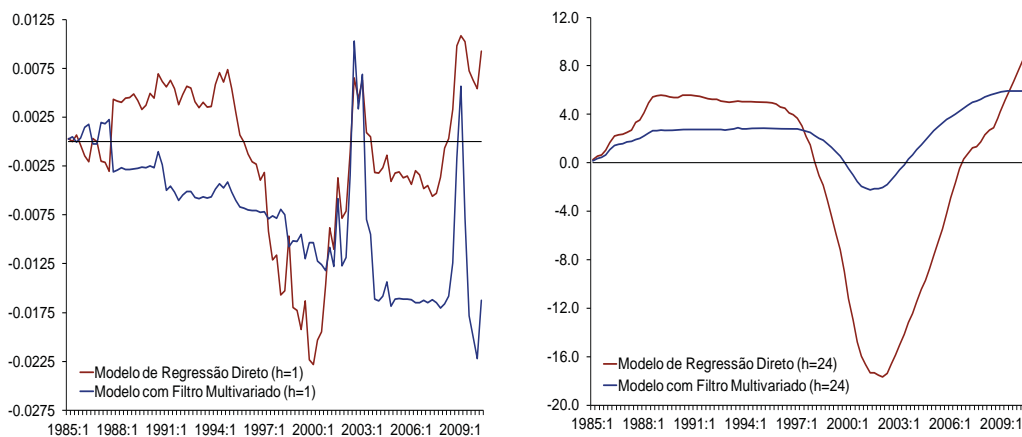
Analisaremos agora os gráficos que exibem a diferença entre os erros de previsão ao quadrado acumulados (desde 1985:T1 até a data no eixo das abcissas) do modelo de referência (média histórica) e os erros de previsão ao quadrado acumulados (desde 1985:T1 até a data no eixo das abcissas) do modelo concorrente, para um dado horizonte de previsão. Um valor positivo significa que as previsões do modelo concorrente superaram as do modelo de referência; um declive positivo indica que o modelo concorrente teve, num dado trimestre, um erro de previsão menor do que o modelo da média histórica.

No gráfico 1 estão traçadas as referidas curvas para  $h=1$  e  $h=24$ , tendo-se como modelos concorrentes o modelo de regressão direto (sem desfasamentos) e o filtro multivariado (que utiliza o rácio dividendo-preço). Considerando o horizonte de previsão mais curto (um trimestre), notamos que a curva que corresponde ao modelo de regressão direto exibe um padrão volátil. Este modelo teve um bom desempenho durante os períodos 1987:T4 – 1995:T4, 2002:T2 – 2003:T3 e 2008:T2 – 2010:T2 e manifestou o seu pior desempenho deste 1997:T3 até 2001:T1 (embora comece a recuperar – a curva apresenta uma inclinação positiva – a partir de 2000:T1). Para  $h=1$ , o filtro multivariado exibe, de forma consistente, um desempenho pior do que do modelo de regressão direto.

Para horizontes de previsão longos ( $h=24$ , ver Gráfico 1), as curvas são mais alisadas e podemos identificar três períodos distintos (estes tornam-se mais evidentes à medida que o horizonte de previsão aumenta): um período inicial, em que as previsões produzidas pelos modelos concorrentes têm um melhor desempenho, um período intermédio, em que os modelos têm um desempenho negativo e um período final de recuperação. É relevante salientar que este período final poderá ser o responsável pelos bons resultados *out-of-sample*, implicando que as previsões geradas pelo modelo de regressão direto não superem as do *benchmark* caso as últimas observações da amostra sejam eliminadas.

**Gráfico 1**

**DIFERENÇA ENTRE OS SSE ACUMULADOS CONSIDERANDO DOIS MODELOS CONCORRENTES, PARA H=1 E H=24.**



**Fonte:** Cálculos da autora.

Por último, consideramos interessante apresentar um gráfico (Gráfico 2) que inclui simultaneamente a curva do *Net-SSE* (selecionamos o modelo concorrente que contém como único regressor o rácio dividendo-preço – modelo de regressão direto sem desfasamentos) e a curva de um índice de preços (para o mercado de ações, optamos pelo índice *SP500*). Com este exercício, pretende-se salientar como as curvas estão relacionadas e discutir os motivos que explicam esta relação.

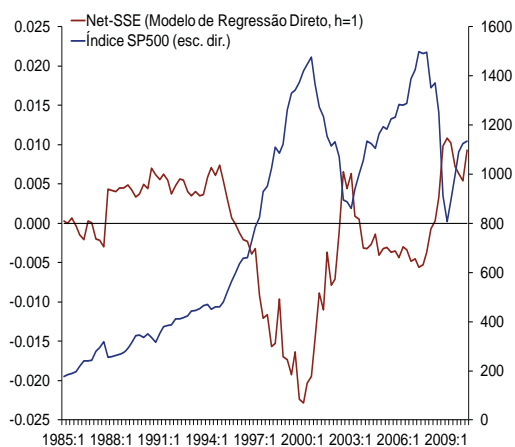
O ponto fundamental a acentuar é o facto de as curvas apresentarem um comportamento simétrico: os picos no índice *SP500* correspondem às cavas na curva do *Net-SSE*. Isto significa que o modelo que utiliza o rácio dividendo-preço produz previsões menos precisas para um período em que o preço das ações está a aumentar, enquanto que o seu melhor desempenho está associado ao período em que se verifica uma queda nos preços. Notamos este fenómeno quando analisamos, por exemplo, o período de exuberância relacionado com as *Dot-com*, no final dos anos noventa. No período *pré-crash*, o índice *SP500* aumenta e o *Net-SSE* decresce (a média histórica é um melhor predictor do que o modelo de regressão direto). Todavia, após a queda dos preços, identificamos um comportamento contrário: as previsões geradas através do modelo de regressão direto estão mais próximas do valor observado (a curva do *Net-SSE* tem uma inclinação positiva). Como se explica esta relação? Retomando a discussão introdutória — rácios dividendo-preço baixos sinalizam retornos futuros baixos — podemos deduzir que quando se verifica um aumento dos preços, em relação aos dividendos, poder-se-á esperar uma diminuição dos retornos nos períodos seguintes. Assim, compreende-se que quando os preços aumentam (e os dividendos permanecem estáveis), o nosso modelo, que está a prever uma queda nos retornos, apresente um pior desempenho. Isto traduz-se numa inclinação negativa na curva do *Net-SSE* e, simultaneamente, numa inclinação positiva na curva do *SP500*. No período *pós-crash*, os retornos diminuem abruptamente. Nesta altura, o modelo concorrente produz boas previsões (relativamente às previsões que resultam da média histórica) e, portanto, a inclinação do *Net-SSE* é positiva (enquanto a do *SP500* é negativa)<sup>9</sup>.

### Mercado imobiliário:

Para horizontes de previsão inferiores a 3 anos (12 trimestres), verificamos que todos os modelos concorrentes produzem melhores previsões do que o modelo de referência. Contudo, e mais importante, para horizontes mais longos (superiores a 3 anos), apenas os modelos que contêm o rácio renda-preço

### Gráfico 2

#### CONFRONTO ENTRE O NET-SSE (H=1) E O ÍNDICE SP500



Fontes: Federal Reserve Bank of St. Louis (FRED) e cálculos da autora.

<sup>9</sup> Repetimos este exercício para o mercado imobiliário e as conclusões foram semelhantes.

exibem *Rácios – EQMP* inferiores a 1 (Quadro 4). Em particular, o *Rácio – EQMP* entre o modelo de regressão direto e o modelo de referência diminui à medida que o horizonte de previsão aumenta, sendo que todos os valores são estatisticamente inferiores a 1, considerando um nível de significância de 1%. Comparando com os resultados obtidos na secção 3, constatamos que o padrão de previsibilidade identificado *in-sample* para o mercado imobiliário, se mantém *out-of-sample*.

O quadro 5 apresenta os resultados obtidos aplicando um *forecast encompassing test* aos diferentes conjuntos de previsões. Estes permitem concluir que as previsões que resultam da média histórica nunca incorporam as previsões geradas pelo modelo de regressão direto (ou seja, a hipótese nula é sempre rejeitada para um nível de significância de 1%).

O gráfico 3 contém as curvas do *Net – SSE* (para  $h=1, 12, 18$  e  $24$ ), considerando três modelos concorrentes e os dados de Case-Shiller-Weiss. O modelo de regressão direto apresenta uma performance menos razoável de 1998:T1 a 2006:T4, por outro lado tem um desempenho bastante satisfatório a partir de 2007:T1 (considerando  $h=1$ ). Os outros dois modelos apresentam um ótimo desempenho a partir de 2006:T1 (antes disso, o *Net – SSE* é quase nulo para ambos os modelos). Quando consideramos um horizonte de previsão de 12 trimestres, os modelos concorrentes apenas superam o modelo de referência a partir de 2008:T1 (aproximadamente) e os modelos que incluem o rácio renda-preço começam a exibir um melhor desempenho do que o modelo que contém apenas a componente autorregressiva. Este padrão é óbvio quando analisamos os horizontes de previsão de 18 e 24 trimestres, onde a diferença entre os *SSE* acumulados do *benchmark* e os do modelo autorregressivo é constantemente negativa. A partir de 2008:T1, a curva do modelo de regressão direto cresce quase exponencialmente, evidenciando o poder preditivo do rácio renda-preço. Uma vez mais, é relevante salientar a importância das observações correspondentes ao final da amostra para os bons resultados *out-of-sample*.

#### Quadro 4

##### RÁCIOS-EQMP E RESULTADOS DO EQUAL ACCURACY TEST PARA O MERCADO IMOBILIÁRIO

Horizonte (trimestres)	1	4	6	8	12	18	20	24
Modelo AR Direto ( $p=2$ )	0,453	0,358	0,448	0,572	0,864	1 024	1 085	1 085
Modelo AR Aumentado ( $p_{max}=4$ )	0,342	0,315	0,344	0,414	0,561	0,401	0,373	0,373
Modelo de regressão direto ( $p=0$ )	0,785***	0,738***	0,724***	0,697***	0,579***	0,417***	0,401***	0,401***
Modelo de regressão direto ( $p=2$ )	0,466	0,465	0,397	0,488	0,559	0,409	0,386	0,386
Filtro multivariado								
sem regressores	0,554**	0,602	0,684	0,794	0,945	1 025	1 038	1 038
com o rácio dividendo-preço	0,541**	0,553	0,627	0,716	0,824	0,829	0,827	0,827

**Fonte:** Cálculos da autora.

**Notas:** Ver tabela II. As previsões foram geradas para o período 1998:T1-2010:T1. Os níveis de significância de 10%, 5%, e 1% estão representados por um, dois ou três asteriscos, respetivamente.

#### Quadro 5

##### RESULTADOS DO FORECAST ENCOMPASSING TEST PARA O MERCADO IMOBILIÁRIO.

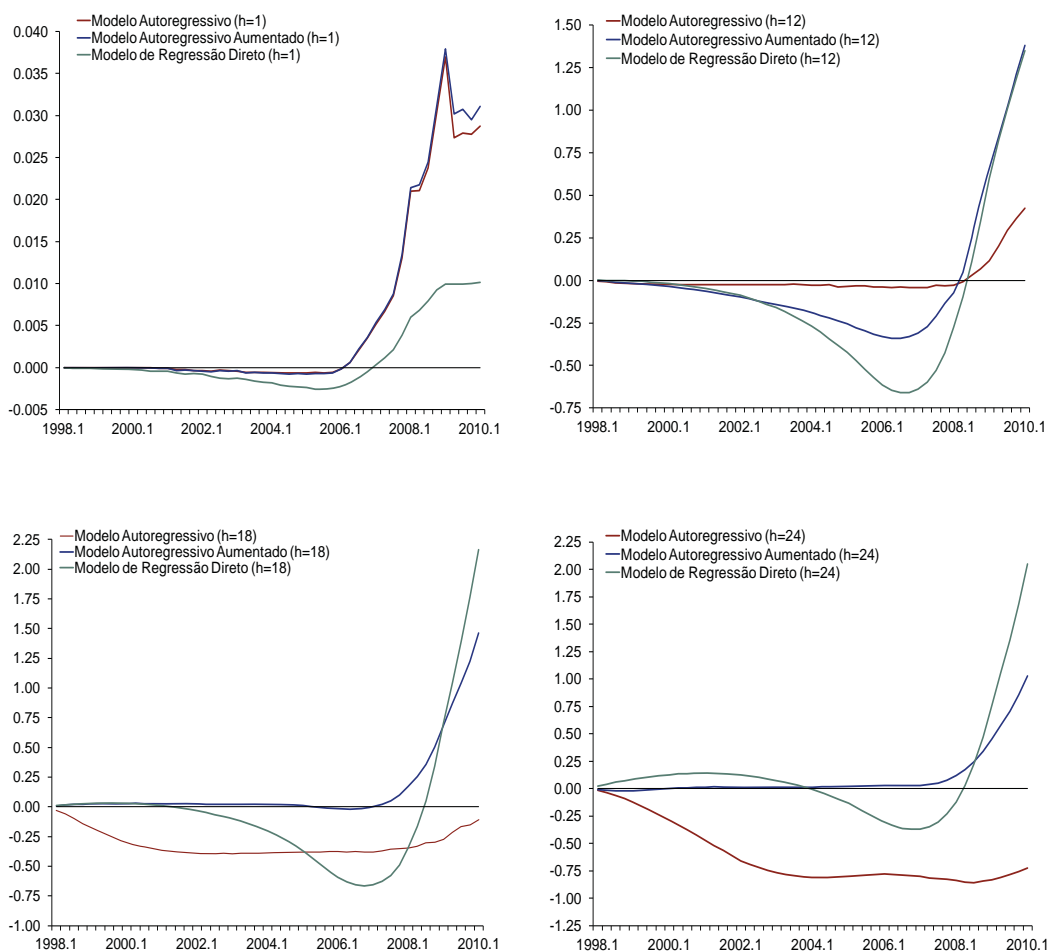
Horizonte (trimestres)	1	4	6	8	12	18	20	24
Modelo de regressão direto	3,248***	3,055***	2,492***	3,620***	11,272***	28,392***	27,639***	20,581***
Filtro multivariado								
com rácio renda-preço	3,715***	2,053**	1,696**	1,607*	1,441*	1 212	1 160	1 101

**Fonte:** Cálculos da autora.

**Notas:** Ver tabela III. As previsões foram geradas para o período 1998:T1-2010:T1. Os níveis de significância de 10%, 5%, e 1% estão representados por um, dois ou três asteriscos, respetivamente.

Gráfico 3

DIFERENÇA ENTRE OS SSE ACUMULADOS CONSIDERANDO TRÊS MODELOS CONCORRENTES, PARA H=1,12,18 E 24



Fonte: Cálculos da autora.

## 6. Conclusão

Com este estudo, verificámos que o conhecido padrão de previsibilidade *in-sample* dos retornos (utilizando *valuation ratios*) se verifica *out-of-sample* no mercado de ações e, especialmente, no mercado imobiliário. No caso do mercado de ações, mostramos que um simples modelo de regressão que inclui um *valuation ratio* supera o *benchmark* (que representa a hipótese de não previsibilidade dos retornos), para todos os horizontes de previsão considerados. Adicionalmente, notamos que a capacidade do rácio dividendo-preço para prever os retornos agregados é maior para horizontes mais longos. Para o mercado imobiliário, todos os modelos que contêm o rácio rendas-preço exibem, de forma consistente, *Rácios – EQMP* inferiores a 1 para todos os horizontes.

A dependência da amostra (relevo das últimas observações para os resultados *out-of sample*) identificada para os dois mercados merece mais atenção. Seria interessante investigar esta questão em detalhe, analisando a estabilidade da função de previsão em conjunto com eventos específicos que afetem estes mercados ou, de forma mais generalizada, a economia dos EUA.

A análise apresentada poderá ser estendida a outros mercados (por exemplo, para o mercado de obrigações e de bilhetes do tesouro), dado existirem relativamente poucos estudos sobre a previsão *out-of-sample* de retornos nestes mercados. Poder-se-á ainda reproduzir este estudo utilizando dados para mercados europeus, tendo em vista a criação de indicadores de sobrevalorização nestes mercados.



## Referências

- Akaike, H. (1974), "A new look at the statistical model identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19, 716–723.
- Calhoun, C. (1996), "OFHEO house price indices: HPI technical description", *Office of Federal Housing Enterprise Oversight*.
- Campbell, J. Y. e R. J. Shiller (1991), "Yield spreads and interest rate movements: A bird's eye view", *Review of Economic Studies*, 58, 495–514.
- Campbell, J. Y. e S. B. Thompson (2008), "Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average?", *Review of Financial Studies*, 21, 1509–1531.
- Case, K. E. e R. J. Shiller (1990), "Forecasting Prices and Excess Returns in the Housing Market", *Real Estate Economics*, 18, 253–273.
- Clark, T. E. e M. W. McCracken (2001), "Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models", *Journal of Econometrics*, 105, 85–110.
- Clark, T. E. e M. W. McCracken (2005), "Evaluating direct multi-step forecasts", *Econometric Reviews*, 24, 369–404.
- Cochrane, J. (2011), "Presidential address: Discount Rates", *Journal of Finance*, 66, 1047–1108.
- Diebold, F. X. e R. S. Mariano (1995), "Comparing predictive accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253–263.
- Fama, E. F. (1984), "Forward and spot exchange rates", *Journal of Monetary Economics*, 14, 319–338.
- Fama, E. F. (1986), "Term premiums and default premiums in money markets", *Journal of Financial Economics*, 17, 175–196.
- Fama, E. F. e R. R. Bliss (1987), "The information in long-maturity forward rates", *American Economic Review*, 77, 680–692.
- Fama, E. F. e K. R. French (1988), "Dividend yields and expected stock returns", *Journal of Financial Economics*, 22, 3–25.
- Fama, E. F. e K. R. French (1989), "Business conditions and expected returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics*, 25, 23–49.
- Gourinchas, P. e H. Rey (2007), "International financial adjustment", *Journal of Political Economy*, 115, 665–703.
- Goyal, A. e I. Welch (2003), "Predicting the equity premium with dividend ratios", *Management Science*, 49, 639–654.
- Goyal, A. e I. Welch (2008), "A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Predictions", *Review of Financial Studies*, 21, 1455–1508.
- Hansen, L. P. e R. J. Hodrick (1980), "Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis", *Journal of Political Economy*, 88, 829–853.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. e P. Newbold (1997), "Testing the equality of prediction mean squared errors", *International Journal of Forecasting*, 13, 281–291.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. e P. Newbold (1998), "Tests for forecast encompassing", *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 254–259.
- Kilian, L. (1999), "Exchange rates and monetary fundamentals: what do we learn from long-horizon regressions?", *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 491–510.

- Lettau, M. e S. C. Ludvigson (2001), "Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, 56, 815-849.
- Mark, N. C. (1995), "Exchange rates and fundamentals: evidence on long-horizon predictability", *American Economic Review*, 85(1), 201-218.
- McCracken, M. W. (2007), "Asymptotics for Out of Sample Tests of Granger Causality", *Journal of Econometrics*, 140, 719-752.
- Newey, W. K. e K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, 55, 703-708.
- Piazzesi, M. e E. Swanson (2008), "Futures prices as risk-adjusted forecasts of monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, 55, 677-691.
- Plazzi, A., Torous, W. e R. Valkanov (2010), "Expected Returns and the Expected Growth in Rents of Commercial Real Estate", *Review of Financial Studies*, 23(9), 3469-3519.
- Rapach, D., Strauss, J. e G. Zhou (2010), "Out-of-Sample Equity Premium Prediction: Combination Forecasts and Links to the Real Economy.", *Review of Financial Studies*, 23(2), 821-862.
- Rapach, D. e M. Wohar (2006), "In-Sample vs. Out-of-Sample Tests of Stock Return Predictability in the Context of Data Mining", *Journal of Empirical Finance*, 13, 231-247.
- Richardson, M. e J. H. Stock (1989), "Drawing inferences from statistics based on multiyear asset returns", *Journal of Financial Economics*, 25, 323-348.
- Stambaugh, R. F. (1986), "Biases in regressions with lagged stochastic regressors", Graduate School of Business, University of Chicago, *Working Paper 156*.
- Stambaugh, R. F. (1999), "Predictive regressions", *Journal of Financial Economics*, 54, 375-421.
- Valle e Azevedo, J. (2011), "A Multivariate Band-Pass filter for Economic Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society (C)*, 60(1), 1-30.
- Valle e Azevedo, J. e A. Pereira (2010), "Forecasting Inflation (and the Business Cycle?) with Monetary Aggregates", Banco de Portugal, *Working Paper 24-2010*.

# SÉRIES



SÉRIES TRIMESTRAIS PARA A ECONOMIA PORTUGUESA:  
1977-2012

SÉRIES ANUAIS DO PATRIMÓNIO DOS PARTICULARES:  
1980-2012



## SÉRIES TRIMESTRAIS PARA A ECONOMIA PORTUGUESA: 1977-2012



À semelhança do que tem ocorrido desde 2004, esta secção do Boletim Económico do verão divulga a atualização das séries longas trimestrais para a economia portuguesa. A atualização divulgada neste Boletim, mantém o detalhe das séries anteriormente publicadas e inclui pela primeira vez os valores trimestrais para o ano de 2012<sup>1</sup>.

A informação agora divulgada incorpora as mais recentes séries de Contas Nacionais Trimestrais e Contas Trimestrais por Setor Institucional divulgadas pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) em junho de 2013 e segue de perto os procedimentos metodológicos adotados no Boletim Económico Verão 2011.

Relativamente às principais componentes da despesa, a informação publicada para o período posterior a 1995 coincide com os dados trimestrais do INE, tanto a preços correntes como avaliados em volume (dados encadeados em volume com ano de referência 2006).

Por sua vez, as séries do rendimento disponível para o período a partir do 1º trimestre de 1999, diferem dos valores publicados pelo INE nas Contas Trimestrais por Setor Institucional pelo facto de se encontrarem corrigidas de sazonalidade, nos casos em que é identificado um padrão sazonal (enquanto os valores publicados pelo INE não são corrigidos de sazonalidade). Para a correção de sazonalidade recorreu-se, regra geral, ao procedimento X12-ARIMA. As séries que apresentam um padrão de sazonalidade instável (o que torna difícil a implementação do procedimento X12-ARIMA), foram corrigidas trimestralizando os valores anuais do INE com o respetivo indicador trimestral em média móvel de 4 trimestres.

Para o período não coberto pelas atuais publicações do INE (anterior a 1995 para as variáveis da despesa e a 1999 para o rendimento disponível), bem como para os dados referentes ao mercado de trabalho, a metodologia subjacente à construção das séries não sofreu alterações assinaláveis em relação à apresentada detalhadamente no artigo “Séries trimestrais para a economia portuguesa: 1977-2003” publicado no Boletim Económico de junho de 2004. Basicamente, o procedimento consiste em retropolar previamente os valores anuais das Contas Nacionais Trimestrais com base nas taxas de variação das Séries Longas do Banco de Portugal, sendo posteriormente trimestralizados, com recurso a indicadores associados sempre que possível e de acordo com a metodologia detalhadamente apresentada no artigo acima referido.

---

<sup>1</sup> As séries trimestrais para o período de 1977-2012 são apresentadas apenas em formato eletrónico no *website* do Banco de Portugal.



## SÉRIES ANUAIS DO PATRIMÓNIO DOS PARTICULARES: 1980-2012



Nesta secção, são divulgadas séries anuais do património dos particulares, para o período 1980-2012, correspondendo à atualização das estimativas do *Boletim Económico de Verão* do ano passado. Estas estimativas de património incluem a componente financeira (ativos e passivos) e a habitação (principal componente do património não financeiro)<sup>1</sup>. Os conceitos e metodologia são idênticos aos descritos em Cardoso, Farinha e Lameira (2008)<sup>2</sup>.

As séries financeiras (ativos e passivos) aqui apresentadas, tal como anteriormente, são consistentes com as contas nacionais financeiras publicadas pelo Banco de Portugal (ver “Caixa 5.1 *Atualização das séries do património das famílias: 1980-2010*” do *Relatório Anual de 2010* sobre o procedimento adotado para retropolar as séries devido à revisão das séries das contas financeiras ocorrida em 2009).

A metodologia de cálculo da riqueza em habitação baseia-se num método habitualmente utilizado para calcular estimativas de *stock* de capital – o método de inventário permanente. Este método consiste em acumular sucessivamente o investimento em capital fixo (neste caso em habitação), postulando hipóteses razoáveis para o seu período de vida útil e para o método de depreciação. A série do património em habitação foi ajustada, considerando como *benchmark* para o ano 2010 uma estimativa obtida do Inquérito à Situação Financeira das Famílias (ISFF). O procedimento utilizado foi idêntico ao descrito em Cardoso, Farinha e Lameira (2008) aquando da incorporação do valor do Inquérito ao Património das Famílias de 2006/2007. Assim, os dados do inquérito fornecem uma estimativa pontual para o ano de referência (neste caso 2010), sendo os restantes anos obtidos por forma a respeitar as taxas de variação da série atualizada com a metodologia habitual, baseada em séries longas da FBCF em habitação. Note-se que a série assim obtida não representa uma alteração significativa face aos valores que seriam obtidos por atualização das estimativas anteriormente obtidas (com *benchmark* em 2007), uma vez que o valor da série anterior atualizado para 2010 estava muito próximo da estimativa resultante do novo ISFF.

<sup>1</sup> As séries apenas são publicadas em formato eletrónico no *website* do Banco de Portugal.

<sup>2</sup> Cardoso, F., Farinha, L. e Lameira, R. (2008), “Household wealth in Portugal: revised series”, Banco de Portugal, *Occasional Paper 1*.







