

Boletim Económico | Inverno 2010

Volume 16, Número 4

Disponível em www.bportugal.pt Publicações

BANCO DE PORTUGAL

Edição

Departamento de Estudos Económicos Av. Almirante Reis, 71-6.º 1150-012 Lisboa

www.bportugal.pt

Distribuição

Departamento de Serviços de Apoio Área de Documentação, Edições e Museu Serviço de Edições e Publicações Av. Almirante Reis, 71-2.º 1150-012 Lisboa

Impressão

Security Print

Lisboa, 2010

Tiragem

350

ISSN 0872-9794

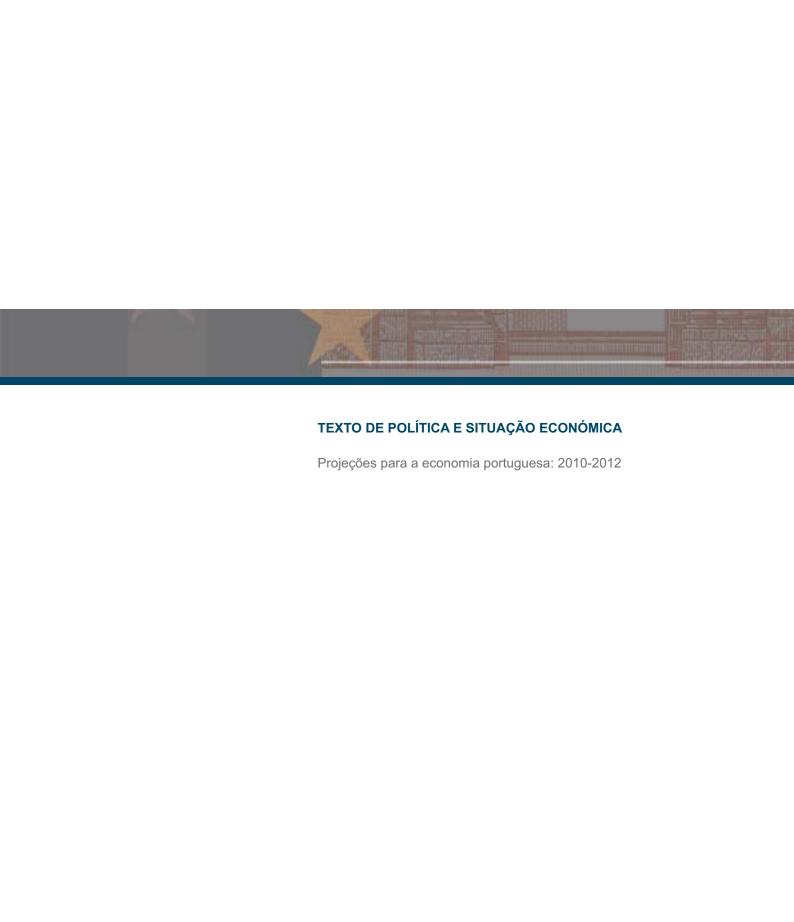
Depósito Legal n.º 241772/06



ÍNDICE

ÍNDICE

Texto de Política e Situação Económica	
Projeções para a economia portuguesa: 2010-2012	9
Artigos	
Desempenho educativo e igualdade de oportunidades em Portugal e na Europa:	
o papel da escola e a influência da família	25
A poupança das famílias em Portugal: evidência micro e macroeconómica	49
As estratégias de revisão de preços das empresas portuguesas: evidência com base em dados microeconómicos	71
Sobre a sensibilidade cíclica dos salários	91
Cronologia das Principais Medidas Financeiras	
Janeiro a dezembro de 2010	- 1



PROJEÇÕES PARA A ECONOMIA PORTUGUESA: 2010-2012(*)

1. INTRODUÇÃO

As projeções para a economia portuguesa apontam para que a atividade económica registe uma contração em 2011 e um crescimento limitado em 2012. Esta evolução da economia portuguesa será marcada pelo reforço do processo de ajustamento dos desequilíbrios macroeconómicos acumulados ao longo de mais de uma década. As atuais projeções caracterizam-se pela ligeira diminuição das necessidades de financiamento das famílias e das empresas e supõem, em particular, uma significativa consolidação orçamental, num quadro de queda substancial da procura interna. Esta projeção assume que o recurso ao financiamento pelo Eurosistema permanecerá significativo até final do horizonte, num contexto de persistência de dificuldades de acesso dos bancos portugueses aos mercados de financiamento por grosso.

Neste quadro de ajustamento, os desenvolvimentos económicos à escala global e, em particular, a recuperação sustentada dos fluxos de comércio internacional serão determinantes para a recuperação da atividade económica em Portugal. No entanto, é crucial que as empresas portuguesas de bens e serviços transacionáveis tenham a capacidade de direcionar a sua produção para produtos e mercados com maior potencial de crescimento de forma a limitar o impacto do ajustamento da procura interna sobre a evolução da atividade económica e contribuir para um menor desequilíbrio das contas externas.

A atual projeção para a economia portuguesa aponta para uma contração da atividade de 1.3 por cento em 2011, seguida de um crescimento de 0.6 por cento em 2012 (Quadro 1.1). Este perfil de

Quadro 1.1

	Pesos 2009	BE Inverno 2010			BE Outono 2010		
		2010 ^(p)	2011 ^(p)	2012 ^(p)	2010 ^(p)	2011 ^{(p}	
Produto Interno Bruto	100.0	1.3	-1.3	0.6	1.2	0.0	
Consumo Privado	66.6	1.8	-2.7	-0.5	1.8	-0.8	
Consumo Público	21.3	3.2	-4.6	-1.0	1.5	-1.0	
Formação Bruta de Capital Fixo	19.5	-5.0	-6.8	-0.4	-4.2	-3.2	
Procura Interna	107.7	0.5	-3.6	-0.5	0.4	-1.2	
Exportações	28.0	9.0	5.9	6.1	7.9	4.5	
Importações	35.6	5.0	-1.9	2.4	4.2	0.4	
Contributo para o crescimento do PIB (em p.p.)							
Exportações líquidas		0.7	2.5	1.1	0.7	1.2	
Procura interna		0.6	-3.9	-0.6	0.5	-1.2	
do qual: Variação de Existências		-0.3	0.2	0.0	-0.2	0.1	
Balança Corrente e de Capital (% PIB)		-8.8	-7.1	-7.0	-9.2	-8.2	
Balança de Bens e Serviços (% PIB)		-6.4	-3.9	-2.9	-6.5	-5.1	
Índice Harmonizado de Preços no Consumidor		1.4	2.7	1.4	1.4	1.8	

Fonte: Banco de Portugal.

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

^(*) Este texto foi redigido com informação disponível até meados de dezembro de 2010.

evolução da atividade económica traduz, por um lado, uma redução da procura interna ao longo do horizonte de projeção, particularmente intensa em 2011, e, por outro lado, a manutenção de um crescimento significativo das exportações, ainda que a ritmo inferior ao projetado para 2010, acompanhando a evolução dos fluxos de comércio internacional. Este padrão de crescimento contribuirá para a redução das necessidades de financiamento externo da economia portuguesa, que se manterão no entanto em níveis elevados.

A inflação deverá aumentar para cerca de 2.7 por cento em 2011 (1.4 por cento em 2010), descendo para 1.4 por cento em 2012. Este perfil é largamente influenciado pelos aumentos da tributação indireta, tanto em meados de 2010, como no início de 2011, cujo contributo para o crescimento dos preços no consumidor será superior a 1 ponto percentual em 2011 (0.3 pontos percentuais em 2010). Neste quadro, os preços no consumidor, excluindo o impacto do aumento da tributação indireta, deverão evoluir em linha com os custos salariais e os preços de importação, não se antevendo alterações substanciais das margens de lucro, após as compressões registadas no passado recente.

Os riscos em torno da atual projeção para a atividade económica são marcadamente descendentes. No que respeita ao enquadramento internacional, é ainda difícil avaliar o grau de robustez da recuperação da economia mundial que lhe está subjacente. As medidas adicionais de consolidação orçamental necessárias para garantir o cumprimento dos exigentes objetivos orçamentais para 2011 e 2012 determinam também riscos descendentes não negligenciáveis sobre a atividade económica. Adicionalmente, esta projeção admite a manutenção de financiamento significativo do sistema bancário nacional por parte do Eurosistema, o qual se afigura essencial para assegurar um ajustamento gradual e ordenado do balanço das famílias e das empresas.

Em comparação com o Boletim Económico - Outono 2010, o crescimento do PIB foi revisto marginalmente em alta em 2010 e comporta uma expressiva revisão em baixa em 2011 (Quadro 1.1). A revisão em 2010 decorre de um crescimento superior ao antecipado das exportações e do consumo público. Por sua vez, a variação da procura interna mantém-se virtualmente inalterada não obstante haver algumas diferenças na sua composição. A revisão do PIB em 2011 é motivada basicamente pela reavaliação das perspetivas para a procura interna, significativamente revista em baixa, e é extensível a todas as suas componentes. Esta revisão é essencialmente determinada pelos efeitos das medidas de consolidação orçamental detalhadas no âmbito do Orçamento de Estado para 2011. As referidas medidas, que não tinham sido consideradas na anterior projeção, condicionam a evolução do rendimento disponível das famílias e, em consequência, as perspetivas para a procura. Adicionalmente, a atual projeção contempla condições mais restritivas de acesso ao crédito para o setor privado ao longo do horizonte de projeção, que também contribui para limitar a evolução da procura interna. No que diz respeito à inflação, a projeção envolve uma revisão em alta para os preços no consumidor em 2011. Esta revisão reflete essencialmente os efeitos do aumento da taxa normal do IVA de 21 para 23 por cento, parcialmente contrariada por um crescimento de salários mais moderado do que o antecipado no outono, num contexto de condições mais adversas no mercado de trabalho.

2. INFORMAÇÃO RECENTE E HIPÓTESES DE ENQUADRAMENTO

As atuais projeções foram elaboradas com base na informação disponível sobre a evolução recente da economia portuguesa, assim como num conjunto de hipóteses de enquadramento para o período 2011-2012.

Estas projeções incorporam a informação relativa às Contas Nacionais Trimestrais do INE para o terceiro trimestre de 2010, bem como os indicadores de conjuntura económica já disponíveis para

o quarto trimestre. No que respeita ao enquadramento externo da economia, destaca-se a projeção para o crescimento da procura externa¹ dirigida às empresas portuguesas que deverá manter-se em nível significativo, ainda que inferior ao estimado para 2010 e ao valor médio registado no período anterior à eclosão da crise económica e financeira internacional. Relativamente ao enquadramento interno, as projeções são condicionadas pela incorporação de medidas aprovadas no âmbito das finanças públicas, em particular no Orçamento de Estado para 2011.

Evolução favorável do PIB em 2010, com claro abrandamento da procura interna no final do ano

A atual projeção aponta para um crescimento de 1.3 por cento da atividade económica em 2010 (Quadro 1.1), que comporta uma desaceleração pronunciada na parte final do ano. De acordo com as Contas Nacionais Trimestrais do INE, o crescimento do PIB nos três primeiros trimestres de 2010 registou uma variação homóloga de 1.5 por cento. Esta evolução reflete, por um lado, o expressivo crescimento das exportações — proporcionado pelo significativo aumento da procura externa — e, por outro, o elevado dinamismo do consumo privado. Esta evolução da procura global induziu um crescimento não negligenciável das importações, em termos homólogos, espelhando, em particular, os efeitos do crescimento das despesas de consumo com um elevado conteúdo importado.

A informação entretanto disponível aponta para um abrandamento significativo da atividade económica, em termos homólogos, na parte final do ano. Este perfil inclui a desaceleração de todas as componentes da procura interna (excluindo variação de existências), em especial do consumo privado. Esta evolução estará a refletir nomeadamente a revisão das expectativas dos agentes económicos na sequência das medidas anunciadas para o Orçamento de Estado para 2011, bem como a deterioração continuada das condições no mercado de trabalho. O consumo privado abrandou na parte final do ano de 2010, não obstante a antecipação de compras de veículos automóveis associada às alterações fiscais que entraram em vigor em janeiro de 2011. Por seu turno, as exportações de bens e serviços mantiveram um crescimento significativo, embora inferior ao observado no trimestre anterior, em linha com a evolução da procura externa.

Desaceleração da procura externa e subida das taxas de juro no horizonte de projeção

Após um elevado dinamismo em 2010, as projeções do enquadramento internacional apontam para um abrandamento da procura externa dirigida às empresas portuguesas em 2011, seguido de alguma recuperação em 2012 (Quadro 2.1). O crescimento da procura externa será ainda assim substancial.

Quanto às condições de financiamento da economia nos próximos dois anos, assume-se a manutenção do recurso do sistema bancário nacional ao financiamento pelo Eurosistema até ao final do horizonte de projeção. Por sua vez, as hipóteses relativas às taxas de juro e de câmbio e ao preço do petróleo assentam em informação dos mercados financeiros disponível até meados de dezembro de 2010. A hipótese no que se refere à taxa de juro de curto prazo tem por base as expectativas face à evolução da taxa EURIBOR a 3 meses implícita nos contratos de futuros. Esta informação aponta para a continuação da subida gradual das taxas de juro de curto prazo do mercado monetário interbancário ao longo do horizonte de projeção. Ainda assim, esta trajetória ascendente, já observada ao longo de 2010, deve implicar a permanência das taxas de juro do mercado monetário em níveis médios inferiores aos observados no período imediatamente anterior à eclosão da crise económica e financeira internacional.

⁽¹⁾ As hipóteses para a procura externa são elaboradas tendo por base as projeções divulgadas pelo Banco Central Europeu no Boletim Mensal de dezembro de 2010.

Quadro 2.1

HIPÓTESES DO EXERCÍO	IO DE PROJEÇÃ	ÕÕ				
			BE Inverno 201	BE Outono 2010		
		2010	2011	2012	2010	2011
Procura externa	tva	8.6	5.1	5.9	6.9	4.6
Taxa de juro						
Curto prazo	%	8.0	1.3	1.9	0.8	1.1
Longo prazo	%	5.3	6.2	6.6	5.2	5.9
Taxa de câmbio do euro						
Efetiva do euro	tva	-6.3	-1.8	0.0	-7.1	-2.4
Euro-dólar	vma	1.32	1.32	1.32	1.30	1.28
Preço do petróleo						
em dólares	vma	79.6	89.9	90.4	77.4	8.08
em euros	vma	60.1	68.3	68.6	59.5	63.3

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.

No que respeita às taxas de juro a longo prazo da dívida soberana portuguesa, as hipóteses técnicas – de manutenção do diferencial da taxa de juro face à Alemanha no horizonte de projeção – implicam uma gradual subida ao longo de 2011 e 2012. A evolução dos prémios de risco da dívida soberana portuguesa tem sido condicionada, entre outros, pelas dúvidas quanto à sustentabilidade das finanças públicas, num quadro de manutenção de um conjunto de fragilidades de natureza estrutural da economia portuguesa. Este facto continuará a condicionar as condições de acesso do sistema bancário nacional aos mercados internacionais de dívida por grosso, com efeitos de transmissão progressiva e provavelmente mais intensos sobre as condições de financiamento das empresas e das famílias que os registado no passado recente.

As hipóteses técnicas para as taxas de câmbio que consideram que estas se manterão inalteradas nos níveis observados em meados de dezembro, implicam, para 2011, uma depreciação do euro em termos médios efetivos. De acordo com a informação disponível nos mercados de futuros, o preço do barril de petróleo deverá aumentar gradualmente ao longo do horizonte de projeção atingindo valores médios próximos de 90 dólares (cerca de 69 euros) em 2011 e 2012, o que reflete inter alia a recuperação da atividade económica mundial e o consequente aumento da procura de matérias-primas.

As perspetivas de crescimento da economia portuguesa serão significativamente afetadas no curto prazo pelo processo de consolidação orçamental

No que concerne à evolução dos agregados de finanças públicas, de acordo com a regra utilizada nos exercícios de projeção do Eurosistema, apenas foram consideradas as medidas aprovadas em termos legais, ou com elevada probabilidade de aprovação, e especificadas com detalhe suficiente. Neste quadro, a atual projeção não inclui nomeadamente as medidas anunciadas no dia 15 de dezembro de 2010. Refira-se ainda que, na ausência de informação detalhada para as rubricas da despesa que são essencialmente determinadas por decisões discricionárias, mas não necessariamente definidas por via legislativa (por exemplo, subsídios, aquisição de bens e serviços e investimento), os exercícios do Eurosistema traduzem-se numa análise que procura identificar a evolução mais provável.

Entre as medidas do lado da receita, com efeitos a partir de julho de 2010, é de destacar o aumento em 1 ponto percentual de todas as taxas do IVA, o agravamento da tributação, em sede de IRS, por aumento das taxas aplicáveis aos vários escalões de rendimento e taxas liberatórias e a introdução em IRC de uma sobretaxa de 2.5 pontos percentuais às empresas com lucro tributável superior a 2 milhões de euros. Adicionalmente, de acordo com o Orçamento do Estado para 2011, é de salientar o aumento da taxa normal do IVA de 21 para 23 por cento, o aumento da contribuição dos funcionários públicos para a Caixa Geral de Aposentações em 1 ponto percentual, a introdução de uma contribuição sobre o setor financeiro e a integração de trabalhadores do setor bancário no regime geral de segurança social.

Do lado da despesa, as principais medidas consideradas foram: a redução de 5 por cento nos custos globais com as remunerações totais ilíquidas dos trabalhadores da administração pública, o congelamento das admissões e das promoções e progressões, a diminuição da despesa com prestações sociais do regime não contributivo, dos gastos com subsídios de desemprego e o congelamento das pensões. Considerou-se também uma redução no investimento público (em parte devido à diminuição das transferências para as administrações regional e local), no consumo intermédio, nas despesas com a saúde e nas transferências para o setor empresarial do Estado.

O consumo e o investimento públicos deverão registar reduções em termos reais quer em 2011 quer em 2012. A contração do consumo público reflete, para além da redução das referidas despesas em bens e serviços, a diminuição do número de funcionários públicos, de acordo com as hipóteses das finanças públicas para os dois anos.

3. OFERTA, PROCURA E CONTAS EXTERNAS

Num contexto de significativa contração da atividade económica em 2011 e de fraco crescimento em 2012, as atuais projeções incorporam a persistência de um hiato do produto substancial ao longo do horizonte de projeção. A atual projeção aponta para uma contração do PIB de 1.3 por cento em 2011 e para um crescimento de 0.6 por cento em 2012 (1.3 por cento em 2010). O crescimento do PIB na área do euro, de acordo com os pontos médios dos intervalos de projeção publicados pelo BCE no *Boletim Mensal* de dezembro de 2010, será substancialmente superior, situando-se em 1.4 e 1.7 por cento, respetivamente, em 2011 e 2012 (1.7 por cento em 2010).

Contração da atividade nos setores de bens e serviços não transacionáveis e crescimento dinâmico nos setores orientados para a exportação

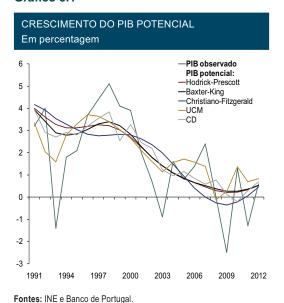
Ao nível setorial, antecipa-se que o crescimento esteja concentrado nos setores de bens e serviços transacionáveis – indústria transformadora e atividades do setor de serviços mais orientadas para a exportação –, num quadro em que o crescimento da atividade económica mundial será o polo dinamizador da procura global. A atividade nos setores da construção e de serviços não transacionáveis será condicionada pela significativa contração da procura.

No mercado de trabalho, projeta-se uma redução de emprego de 1.0 e 0.2 por cento, respetivamente em 2011 e 2012 (após uma redução de 1.3 por cento em 2010), que reflete basicamente efeitos contemporâneos e desfasados resultantes da evolução da atividade económica. Admite-se nesta projeção uma redução expressiva do emprego no setor público, de acordo com as hipóteses relativas à evolução das variáveis de finanças públicas. Em conformidade, espera-se a manutenção de um contributo negativo do fator trabalho para o crescimento do PIB ao longo do horizonte de projeção, que deverá ser particularmente expressivo em 2011. Por seu turno, o contributo do *stock* de capital para o crescimento do PIB deverá ser marginalmente negativo nos dois anos, dada a quebra

do investimento. Finalmente, a produtividade total de fatores deverá ter um contributo de -0.5 por cento em 2011 e de 1.3 por cento em 2012 para o crescimento do PIB². Esta evolução da produtividade total dos fatores deverá refletir uma redução na intensidade de utilização dos fatores em 2011, num quadro de contração do emprego, seguida de um aumento dessa intensidade em 2012.

No contexto da crise económica e financeira global, conjugada com o processo de ajustamento subsequente da economia portuguesa, a quantificação do crescimento do produto potencial está sujeita a um grau de incerteza maior do que é habitual, sendo a sua avaliação muito sensível às hipóteses e metodologias utilizadas. Na atual projeção, em que a evolução da atividade económica é marcada por uma nova contração da atividade económica em 2011, as estimativas apontam para uma taxa de crescimento do produto potencial ligeiramente positiva no horizonte de projeção (Gráfico 3.1)³.

Gráfico 3.1



Notas: UCM - metodologia das componentes não observadas. CD - metodologia que tem por base uma função de produção Cobb-Douglas.

Evolução económica ao longo do horizonte de projeção marcada por uma forte contração da procura interna, com particular incidência em 2011, e dinamismo da procura externa

A projeção da atividade económica para o período 2011-2012 tem subjacente uma forte retração da procura interna, condicionada pelas medidas de consolidação orçamental e pela maior restritividade das condições de financiamento, e a manutenção do dinamismo das exportações, ainda que inferior ao registado em 2010 (Gráficos 3.2 e 3.3). Destas condicionantes resulta um contributo claramente negativo da procura interna para o crescimento do PIB ao longo do horizonte de projeção, sobretudo em 2011, traduzindo uma das facetas do processo de ajustamento dos desequilíbrios da economia portuguesa.

No que se refere ao consumo privado, a atual projeção aponta para uma redução acentuada em 2011 (2.7 por cento) e de menor magnitude em 2012 (0.5 por cento). A evolução deste agregado da

⁽²⁾ Este exercício de contabilização dos contributos para o crescimento é efetuado com base função de produção de Cobb-Douglas. Para uma discussão mais pormenorizada desta metodologia ver, Almeida, V. e R. Félix (2006), "Cálculo do produto potencial e do hiato do produto para a economia portuguesa". Banco de Portugal. Boletim Económico – Outono.

⁽³⁾ A metodologia das componentes não observadas (UCM) está apresentada em Centeno, Novo e Maria (2009), "Desemprego: oferta, procura e instituições", incluido no livro "A Economia Portuguesa no Contexto da Integração Económica, Financeira e Monetária", Departamento de Estudos Económicos, Banco de Portugal.

Gráfico 3.2

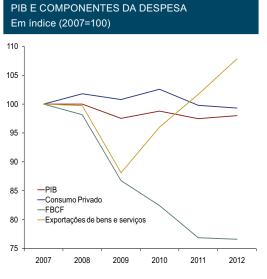


2008 2009 2010

2004 2005 2006 2007

Fontes: INE e Banco de Portugal.

Gráfico 3.3



Fontes: INE e Banco de Portugal

despesa será particularmente marcada pelas medidas de consolidação orçamental consideradas, entre as quais se destaca a redução dos salários nominais no setor público e o novo aumento da tributação direta, o que implica uma deterioração das perspetivas de crescimento do rendimento disponível, num contexto de manutenção de condições particularmente adversas no mercado de trabalho, em particular do forte aumento do desemprego. Adicionalmente, a prevalência de condições mais restritivas de acesso ao crédito, que se deverão tornar progressivamente mais ativas ao longo do horizonte de projeção, e as limitações impostas pelas condições de solvabilidade decorrentes das restrições orçamentais das famílias também deverão afetar a evolução do consumo em 2011-2012.

2011

As medidas de consolidação orçamental e o seu impacto imediato sobre o quadro macroeconómico devem afetar a evolução do rendimento disponível real das famílias, para o qual se projeta uma quebra de 2.4 por cento em 2011, seguida de um aumento de 1.4 por cento em 2012 (Gráfico 3.4). A contração do rendimento disponível real em 2011 está associada à redução da massa salarial, em particular no setor público, decorrente quer do ajustamento nominal dos salários quer da redução do emprego. Para o setor privado, espera-se igualmente uma contração da massa salarial que é determinada pela evolução moderada dos salários, num contexto de queda do emprego. Por outro lado, as hipóteses das finanças públicas implicam uma desaceleração das transferências públicas para as famílias, bem como um aumento de impostos diretos.

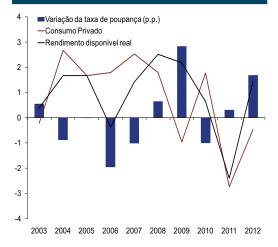
A componente de despesas em bens duradouros deverá ser especialmente afetada na fase de retração da atividade económica, apresentando como é habitual uma evolução pró-cíclica mais pronunciada. Assim, a presente projeção aponta para reduções de 21.7 e 3.7 por cento, respetivamente em 2011 e 2012. Deve-se mencionar que a queda em 2011 reflete *inter alia* o efeito da antecipação de despesas em bens duradouros no final de 2010 em virtude da subida de dois pontos percentuais da taxa normal do IVA em janeiro de 2011. O consumo de bens não duradouros, por sua vez, deverá apresentar uma evolução mais alisada, patenteando uma variação negativa, ainda que bem mais moderada, nos dois anos do horizonte de projeção.

A FBCF deverá contrair fortemente em 2011 (6.8 por cento) seguida de uma redução de menor amplitude em 2012 (0.4 por cento). Este padrão é extensível a todas as componentes do investi-

Gráfico 3.4

CONSUMO, RENDIMENTO DISPONÍVEL E TAXA DE POUPANÇA

Taxa de variação anual



Fontes: INE e Banco de Portugal.

Nota: A taxa de poupança é expressa em percentagem do rendimento disponível.

mento, quer privadas quer pública. A evolução da FBCF privada deve refletir fundamentalmente a deterioração das perspetivas quanto à evolução da procura interna e do rendimento futuro das famílias, num contexto de condições mais restritivas de acesso ao crédito. A trajetória marcadamente descendente do investimento empresarial desde 2007, que é virtualmente Idêntica à da FBCF total (Gráfico 3.3), continuará a contribuir para limitar o crescimento potencial futuro da economia portuguesa.

No que diz respeito à FBCF por setor institucional, antecipa-se uma contração significativa do investimento das famílias em habitação de 11.5 e 2.9 por cento, respetivamente em 2011 e 2012. Quanto ao investimento empresarial, projeta-se uma queda próxima de 5.0 por cento em 2011 e uma variação positiva em 2012 (1.1 por cento), refletindo a recuperação moderada do produto no setor privado no final do horizonte de projeção.

Na atual projeção, as exportações destacam-se como a componente da procura que continua a apresentar uma dinâmica favorável, antecipando-se um crescimento em torno de 6.0 por cento em 2011 e 2012 (9.0 por cento em 2010). Este perfil acompanha a evolução da procura externa, num quadro em que não se antecipam alterações significativas da competitividade externa da economia portuguesa.

No que se refere às importações de bens e serviços, espera-se uma contração de 1.9 por cento em 2011 seguida de um crescimento de 2.4 por cento em 2012, o que compara com a expansão de 5.0 por cento em 2010. Esta evolução é essencialmente determinada pelo perfil da procura interna, em particular das suas componentes com maior conteúdo importado — o consumo de bens duradouros e o investimento empresarial. O grau de penetração das importações, em termos médios, no conjunto do período 2011-2012 deverá subir marginalmente (em contraste com o aumento de 2 pontos percentuais estimado para 2010), ainda que seja esperada alguma redução em 2011, de acordo com o habitualmente observado em anos de contração da atividade económica.

Redução das necessidades de financiamento externo ao longo do horizonte de projeção, mantendo-se contudo em níveis elevados, refletindo, em particular, a progressiva deterioração da balança de rendimentos.

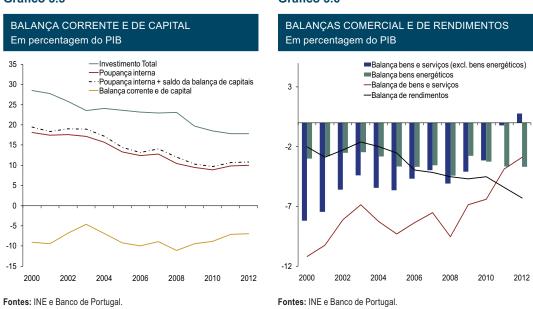
No contexto de uma expressiva queda da procura interna, combinada com uma significativa expansão da procura externa, as necessidades de financiamento externo da economia portuguesa, medidas pelo saldo conjunto das balanças corrente e de capital em percentagem do PIB, devem reduzir-se no horizonte de previsão de um valor estimado de 8.8 por cento do PIB em 2010 para um valor em torno de 7.0 por cento em 2011 e 2012, mantendo-se contudo em níveis elevados. Esta característica, que tem sido um traço dominante da economia portuguesa ao longo da última década, é o reflexo do desequilíbrio entre os níveis de poupança e investimento internos (Gráfico 3.5).

A projetada redução das necessidades de financiamento externo resulta basicamente da combinação de uma expressiva diminuição do défice da balança de bens e serviços que é parcialmente mitigada pela deterioração da balança de rendimentos (Gráfico 3.6), dado que se projeta, para o conjunto das restantes parcelas da balança, a virtual manutenção do saldo em percentagem do PIB ao longo do horizonte de projeção.

Ao nível das componentes da balança de pagamentos, projeta-se uma redução acentuada do défice da balança de bens e serviços de 6.4 por cento do PIB em 2010 para 3.9 e 2.9 por cento em 2011 e 2012, respetivamente (Gráfico 3.6). Para além do aumento significativo das exportações, é de salientar o contributo da queda da procura interna para esta melhoria. Excluindo os bens energéticos, o saldo comercial com o exterior deverá passar de um défice de 3.2 por cento do PIB em 2010 para um ligeiro excedente (0.8 por cento) em 2012, facto inédito desde há 15 anos. Em virtude das elevadas dependência e intensidade energéticas, o défice da balança energética deverá manter-se acima de 3 por cento do PIB ao longo do horizonte de projeção⁴.

Deve-se destacar ainda a contínua ampliação do défice da balança de rendimentos, em resultado da progressiva deterioração da posição de investimento internacional, na sequência de défices da balança corrente e de capital historicamente elevados ao longo da última década. Acresce ainda

Gráfico 3.5 Gráfico 3.6



⁽⁴⁾ Para uma informação mais detalhada sobre a dependência e intensidade energéticas em Portugal, ver "Caixa 4.4 A estrutura da produção e do consumo de energia em Portugal", Banco de Portugal, Relatório Anual 2009.

que o atual contexto de elevados prémios de risco da dívida soberana para Portugal, implica um serviço da dívida externa acrescido. Em conformidade, a atual projeção inclui um alargamento do défice da balança de rendimentos de 4.5 por cento do PIB em 2010 para 5.4 por cento em 2011 e 6.3 por cento em 2012.

Finalmente, em linha com as hipóteses para o perfil das transferências da União Europeia, a atual projeção contempla a manutenção do excedente conjunto das balanças de capital e de transferências correntes para 2011 e 2012, ao nível do estimado para 2010.

4. PREÇOS E SALÁRIOS

De acordo com a atual projeção, os preços no consumidor, medidos pelo Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC), deverão apresentar um crescimento médio de 2.7 por cento em 2011 seguido de um abrandamento em 2012 (1.4 por cento), atingindo um valor idêntico ao observado em 2010. A projeção para a inflação em 2011 reflete *inter alia* os aumentos dos impostos indiretos, o primeiro de 1 ponto percentual de todas as taxas do IVA que entrou em vigor em 1 de julho de 2010 e um segundo que envolve um aumento da taxa normal do IVA de 21 para 23 por cento a partir de janeiro de 2011. Sob a hipótese de que estes aumentos sejam integralmente refletidos nos preços finais ao consumidor, estima-se que o seu efeito sobre a inflação seja de 0.3 e 1.1 pontos percentuais em 2010 e 2011 respetivamente. Descontando esse efeito, projeta-se que a inflação aumente face a 2010, mantendo-se, no entanto, num nível baixo ao longo do horizonte de projeção. Para a área do euro, os pontos médios dos intervalos de projeção para o IHPC, publicados pelo BCE no *Boletim Mensal* de dezembro de 2010, situam-se em 1.8 e 1.5 por cento em 2011 e 2012, respetivamente (1.6 por cento em 2010).

Crescimento moderado dos salários ao longo do horizonte de projeção acompanhado de uma subida pontual da inflação em 2011, basicamente em consequência dos aumentos da tributação indireta

A evolução dos salários no setor privado, um dos principais determinantes das pressões internas sobre os preços no consumidor, deverá ser condicionada pela contínua deterioração das condições no mercado de trabalho – redução de emprego em termos líquidos e aumento da taxa de desemprego para níveis historicamente altos. Por outro lado, a redução média de 5 por cento dos salários no setor público em 2011 deverá ter algum efeito sobre as negociações da contratação coletiva no setor privado. Neste contexto, a atual projeção contempla um crescimento moderado dos custos unitários do trabalho no setor privado. Estes devem crescer, no período 2011-2012, em torno de 1 por cento em termos nominais, após a ligeira redução estimada para 2010 (0.3 por cento). Esta evolução resulta da combinação de um crescimento moderado dos salários e uma variação média marginalmente positiva da produtividade do trabalho neste setor. Por sua vez, a aceleração dos preços de importações de bens não energéticos, em termos médios anuais, também deverá contribuir para o perfil ascendente do IHPC, ao longo do horizonte de projeção. Finalmente, não se anteveem alterações significativas nas margens de lucro, após as compressões registadas no passado recente.

O crescimento de preços da componente energética do IHPC deverá abrandar ao longo do horizonte de projeção, de um valor de 9.5 por cento em 2010 para 7.2 por cento em 2011 e 1.7 por cento em 2012. Estas projeções refletem, para além dos efeitos decorrentes dos aumentos do IVA, a evolução esperada dos preços das matérias-primas energéticas, em particular do petróleo, de acordo com a informação disponível nos mercados de futuros, a que não será alheia a gradual recuperação da atividade económica e consequentemente da procura mundial de energia.

5. INCERTEZA E RISCOS

As projeções para 2011 e 2012 apresentadas no Quadro 1.1 correspondem aos valores mais prováveis, tendo por base o conjunto de hipótese apresentadas na secção 2. A não concretização das hipóteses de enquadramento subjacentes à atual projeção, bem como a possibilidade de ocorrerem fatores adicionais de natureza idiossincrática que afetem de forma direta a situação macroeconómica, revelam a importância de se proceder a uma avaliação quantitativa de riscos e incerteza, a qual é apresentada nesta secção⁵.

Existem riscos descendentes substanciais sobre a atividade económica no horizonte de projeção

No que diz respeito às variáveis de enquadramento externo, o principal fator de risco estará associado à magnitude do crescimento da procura externa que é dirigida às empresas sediadas em Portugal. Com efeito, na atual conjuntura existe ainda uma elevada incerteza sobre a sustentabilidade da recuperação da procura à escala global. Este facto tem implicações quanto à reversão dos estímulos de natureza monetária e orçamental a nível internacional, num contexto de tensões nos mercados de dívida soberana na área do euro. Por outro lado, a eventual necessidade de medidas adicionais de consolidação orçamental em diversos países na área do euro que são importantes mercados de destino das exportações nacionais pode provocar um abrandamento na atividade económica nesses países. A conjugação destes fatores tenderá a traduzir-se num menor crescimento da atividade a nível global e, consequentemente, numa menor procura externa dirigida às empresas portuguesas, pelo que se considerou uma probabilidade de 60 por cento do crescimento da procura externa ficar abaixo do considerado na projeção quer em 2011 quer em 2012 (Quadro 5.1). No plano interno, é de destacar a necessidade de melhor especificação das medidas de consolidação orçamental, nomeadamente no quadro do OE de 2011, bem como de medidas adicionais que se revelem necessárias para cumprir os objetivos do défice traçados para 2011 e 2012.

Adicionalmente, considerou-se a possibilidade do consumo privado e do investimento apresentarem um ajustamento mais marcado do que o incluído na projeção. Na base deste risco, e para além do citado fator associado às finanças públicas, é de referir a possibilidade das condições de acesso ao crédito se revelarem significativamente mais restritivas do que as consideradas na atual projeção, especialmente num contexto de redução do grau de alavancagem do sistema bancário. Neste quadro, o potencial menor dinamismo da procura interna e uma possível deterioração adicional das condições no mercado de trabalho aumentam a probabilidade do investimento empresarial e residencial ficarem aquém do projetado. Na avaliação dos riscos para a inflação, considerou-se, no âmbito das finanças públicas, a possibilidade de aumentos adicionais de preços condicionados por procedimentos administrativos, com vista a reduzir as transferências para o setor empresarial do Estado e/ou aumentar as receitas do Estado. Finalmente considerou-se um menor crescimento dos salários em 2012, num contexto de materialização de condições mais adversas no mercado de trabalho do que as consideradas na atual projeção.

Os resultados desta avaliação quantitativa de riscos apontam para uma probabilidade de cerca de 60 por cento do crescimento do PIB ficar abaixo das atuais projeções em 2011 e de 63 por cento em 2012 (Quadro 5.2 e Gráfico 5.1), o que denota uma elevada assimetria da distribuição dos valores para o PIB em torno do valor mais provável. Esta distribuição comporta uma probabilidade muito reduzida (cerca de 5 por cento) do PIB apresentar uma variação positiva em 2011, que aumenta para cerca de 55 por cento em 2012. No que diz respeito à inflação, a avaliação aponta no sentido de os riscos serem mais equilibrados em 2011 e para uma ligeira predominância de riscos descendentes em 2012 (Quadro 5.2 e Gráfico 5.2).

⁽⁵⁾ A metodologia utilizada nesta secção baseia-se no artigo publicado em Pinheiro, M. e P. Esteves (2008), "On the Uncertainty and Risks of Macroeconomic Forecasts: Combining judgements with sample and model information", Banco de Portugal, Working Paper 21.

Gráfico 5.1

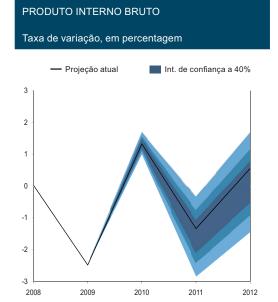
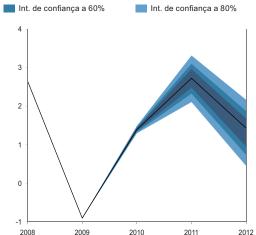


Gráfico 5.2

ÍNDICE HARMONIZADO DE PREÇOS NO CONSUMIDOR Taxa de variação, em percentagem



Fontes: INE e Banco de Portugal.

Quadro 5.1

THOS ASIEIS ASEC SOCIAL OTIES SET		
Em percentagem		
	2011	2012
Variáveis de enquadramento		
Procura Externa	60	60
Consumo Adm. Públicas	55	60
Variáveis endógenas		
Consumo Privado	55	60
Investimento	55	60
Salários	50	55

PROBABILIDADES DOS FATORES DE RISCO

Fonte: Banco de Portugal.

Quadro 5.2

PROBABILIDADE DE UMA REALIZAÇÃO INFERIOR À DA PROJEÇÃO ATUAL
Em percentagem

	Pesos (%) 2009	2011	2012
Produto Interno Bruto	100.0	60	63
Consumo Privado	66.6	59	64
FBCF	19.5	58	63
Exportações	28.0	58	60
Importações	35.6	59	64
IHPC		50	54

Fonte: Banco de Portugal.

6. CONCLUSÕES

As projeções para a economia portuguesa apresentadas neste artigo apontam para a contração da atividade económica em Portugal em 2011 e uma ligeira recuperação em 2012. Esta evolução traduz o impacto sobre a atividade económica do início do ajustamento de um conjunto de desequilíbrios acumulados ao longo de mais de uma década. Acresce que a atual projeção apresenta riscos fortemente descendentes para a atividade económica, decorrentes tanto de uma eventual fragilidade da recuperação da economia mundial, como da necessidade de se realizar um ajustamento mais forte dos balanços dos agentes económicos, públicos e privados. A materialização destes riscos implicaria uma contração da atividade económica ainda mais pronunciada do que a atualmente projetada.

Conforme referido, as projeções apontam para um ajustamento gradual dos desequilíbrios macroeconómicos da economia portuguesa, em particular no que diz respeito à redução das necessidades de financiamento externo. Este ajustamento afigura-se como uma condição necessária para assegurar o regresso da economia portuguesa a uma trajetória de crescimento sustentado. Neste quadro, o cumprimento integral dos objetivos de consolidação orçamental definidos pelo Governo português e, em particular, a manutenção de uma trajetória de redução sustentada das necessidades de financiamento estruturais das Administrações Públicas é de primordial importância para assegurar aqueles objetivos e permitir a descida dos custos de financiamento. Refira-se que, no atual contexto, as medidas de natureza temporária de apoio à liquidez por parte do Eurosistema têm sido fundamentais para impedir um maior impacto das dificuldades de acesso dos bancos portugueses aos mercados internacionais de financiamento por grosso sobre o setor não financeiro. Adicionalmente, é também essencial que tenha lugar um ajustamento dos balanços das famílias e das empresas no sentido de um aumento da poupança.

Para além da contenção da procura interna, o ajustamento dos desequilíbrios deverá também ter subjacente um programa abrangente e consistente que vise eliminar as principais fragilidades de natureza estrutural da economia portuguesa. Estas medidas de política devem ser orientadas por um objetivo de aumento da eficiência na afetação dos recursos que conduza a um aumento do produto potencial.

Uma consolidação orçamental sustentada não pode deixar de assentar numa alteração substantiva do conjunto de regras associadas ao processo orçamental. Estas regras passam, sem dúvida, pela elaboração de orçamentos credíveis numa base plurianual vinculativa, assim como pelo pleno comprometimento de todos os níveis da Administração Pública com os objetivos assumidos. Estes procedimentos orçamentais devem fixar limites nominais à despesa pública em diversas áreas, nomeadamente na Administração Central e nas despesas com pensões, seguindo as melhores práticas internacionais. Saliente-se que a implementação estrita deste tipo de regras torna importante a redefinição de prioridades, na medida em que promove uma reafetação de despesa, catalisando uma discussão alargada do papel do Estado na economia.

Adicionalmente, a implementação de reformas no mercado de trabalho, indutoras de uma maior eficiência na afetação dos trabalhadores aos postos de trabalho, afigura-se fundamental para reduzir a segmentação no mercado de trabalho e o desemprego estrutural. Do mesmo modo, é crucial que o sistema educativo seja capaz de melhorar o grau de qualificação da mão de obra e de, em articulação com o setor empresarial e o sistema de formação profissional, promover o aumento da produtividade do fator trabalho e possibilitar a instalação de projetos de investimento orientados para a exportação com tecnologias inovadoras, bem como a difusão destas tecnologias.

Por último, assume primordial importância a implementação de alterações ao enquadramento institucional em que se desenvolve a atividade empresarial de forma a melhorar a afetação de recursos internos e a atrair projetos inovadores. Uma vertente crucial deste enquadramento diz respeito ao aumento da concorrência em alguns mercados, em particular de bens e serviços não transacionáveis, quer pela eliminação de barreiras à entrada, quer pelo aumento dos poderes dos reguladores, de forma a garantir uma efetiva implementação da legislação existente.

A quebra do crescimento potencial em Portugal esteve associada, *inter alia*, à redução da taxa de investimento e da sua qualidade observada ao longo dos últimos anos. A criação de condições para o retorno a taxas de investimento elevadas que, num contexto de condições de financiamento externo mais restritivas, requer um aumento da poupança interna, depende de forma crucial da prossecução de reformas estruturais. Neste contexto, a qualidade do crescimento económico futuro poder-se-á medir através do aumento do potencial produtivo da economia e dependerá crucialmente do aumento da qualidade e da rendibilidade do investimento.

Este texto foi redigido com informação disponível até meados de dezembro de 2010.

ARTIGOS

Desempenho educativo e igualdade de oportunidades em Portugal e na Europa: o papel da escola e a influência da família

A poupança das famílias em Portugal: evidência micro e macroeconómica

As estratégias de revisão de preços das empresas Portuguesas: evidência com base em dados microeconómicos

Sobre a sensibilidade cíclica dos salários

DESEMPENHO EDUCATIVO E IGUALDADE DE OPORTUNIDADES EM PORTUGAL E NA EUROPA: O PAPEL DA ESCOLA E A INFLUÊNCIA DA FAMÍLIA*

Manuel Coutinho Pereira**

1. INTRODUÇÃO

A economia da educação está enraizada nas teorias económicas que estudam o capital humano. Um dos seus ramos preocupa-se com a compreensão do que acontece nas escolas, ou seja, com o modo como o desempenho interage com uma multiplicidade de fatores como as características e o contexto familiar dos alunos, os recursos escolares e as características institucionais dos sistemas educativos. Tal relaciona-se com várias agendas de investigação; em primeiro lugar, a que tem a ver com a eficácia na utilização dos recursos. A educação representa uma parcela grande da despesa pública em quase todos os países. Assim, é importante saber se um aumento da despesa levará a uma melhoria do desempenho, ou se um determinado nível de desempenho pode ser alcançado gastando menos. A literatura sugere que as políticas de recursos puras não são eficazes, a menos que sejam acompanhadas por alterações nos incentivos. Neste contexto, é importante considerar as características institucionais, por exemplo, a autonomia das escolas, entre os determinantes dos resultados. Outra agenda de investigação decorre do facto estilizado segundo o qual os antecedentes familiares têm um papel-chave no sucesso escolar, repetidamente confirmado pela literatura desde a publicação do conhecido relatório Coleman (Coleman, 1966). Um elevado grau de dependência do contexto socioeconómico por parte dos resultados é, contudo, uma característica indesejável dos sistemas de ensino pois, nesse caso, a escolaridade não contribui suficientemente para atenuar a desigualdade social. No entanto, intervenções neste domínio só poderão funcionar se os mecanismos subjacentes forem bem compreendidos. Por exemplo, o nível socioeconómico pode não determinar diretamente os resultados, mas antes as escolas em que os alunos ingressam, e a desigualdade pode ocorrer principalmente entre as escolas.

O objetivo deste trabalho é reunir evidência empírica sobre estas questões para Portugal e para vários países da União Europeia, com base nos dados disponibilizados pelo *Programme for International Student Assessment (PISA)* da OCDE de 2006. O PISA compreende testes que avaliam os conhecimentos dos alunos em matemática, ciências e leitura no final da escolaridade obrigatória, nos países participantes. Os testes medem a capacidade dos alunos para utilizarem os conhecimentos adquiridos em situações que ocorrem no mundo real, ao invés da aprendizagem de currículos específicos. O PISA é um programa contínuo que tem sido administrado em ciclos de três anos;

^{*} A parte inicial da pesquisa que levou a este artigo foi um trabalho conjunto com Sara Moreira. O autor agradece os comentários de Nuno Alves, Mário Centeno, Jorge Correia da Cunha, Ana Cristina Leal e José Ferreira Machado. As opiniões expressas no artigo representam as opiniões do autor e não coincidem 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.

até à data, foi realizado em 2000, 2003, 2006 e 2009. Este estudo utiliza os dados do último ciclo disponível aquando da sua redação - o de 2006¹. Para além dos países da OCDE, um número crescente de países parceiros tem participado no Programa (em 2006, este estendeu-se a 57 países).

Os programas internacionais de avaliação dos alunos, como o PISA, são instrumentos importantes para controlar a qualidade dos sistemas educativos, na medida em que disponibilizam dados cujos processos de recolha e definicões são comparáveis entre países. De facto, os resultados do PISA foram exaustivamente debatidos pelos meios de comunicação e os diferentes intervenientes no processo educativo, em alguns países participantes (ver Fuchs e Woessmann, 2007). Ao mesmo tempo, os dados resultantes destes programas são um elemento fundamental para a análise empírica em economia da educação (Hanushek e Woessmann, 2010). A base de dados do PISA inclui, além dos resultados dos testes, muita informação sobre os alunos e o seu contexto familiar, as características das escolas e os recursos escolares. Uma vantagem óbvia deste tipo de dados relativamente aos dados nacionais é a possibilidade de se avaliar a importância dos impactos estimados por comparação com as estimativas para outros países. Por exemplo, os coeficientes das variáveis relativas ao contexto familiar em regressões que explicam os resultados dos testes podem ser vistos como indicadores de igualdade de oportunidades. Além disso, para algumas variáveis, como as relacionadas com o desenho institucional dos sistemas de ensino, a variação dentro do país é normalmente escassa ou nula. Assim, as bases de dados internacionais são importantes para que os investigadores possam identificar a influência de tais variáveis.

Neste estudo são estimadas funções de produção de educação, regredindo o desempenho dos alunos - medido pela pontuação nos testes - sobre um amplo conjunto de variáveis explicativas. Estas compreendem ao nível do estudante, por exemplo, o género, a idade, o ano de escolaridade, as habilitações literárias e a profissão dos pais, a condição de imigrante, e indicadores de riqueza e recursos educativos em casa. Ao nível da escola, as variáveis disponíveis incluem o rácio aluno/ professor, a dimensão das turmas, medidas de escassez de professores, a dimensão e localização das escolas, a sua natureza pública ou privada, e indicadores de autonomia. São estimadas separadamente funções de produção de educação para as pontuações em matemática e leitura. A fim de garantir uma maior homogeneidade socioeconómica e cultural dentro do grupo de países considerados e minimizar a importância dos fatores omitidos, o estudo confina-se aos países da OCDE participantes no programa que pertencem à União Europeia (com exceção da França, porque os seus dados para as escolas não estão disponíveis).

Consoante as conveniências da análise, este estudo centra-se em todos os países considerados ou em grupos dos mesmos. Por exemplo, as funções de produção de educação são estimadas para Portugal e, respetivamente, para os grupos de três países em que os alunos têm melhores e piores pontuações. Torna-se assim possível avaliar em que medida as diferenças no desempenho (tanto quanto o modelo o consegue explicar) têm a ver com diferenças na contribuição das diversas variáveis, ou seja, com os coeficientes da função de produção. Esta abordagem difere da seguida

⁽¹⁾ Os resultados do PISA 2009 foram disponibilizados após a conclusão do estudo.

em outros estudos (por exemplo, Woessmann, 2003), que estimam uma função de produção para todos os países, a fim de explorar a variabilidade entre-países nos regressores. Com regressões deste tipo, é também possível avaliar se, após controlar para um conjunto de variáveis explicativas, as diferenças iniciais no desempenho entre os países permanecem. Por exemplo, pode-se investigar até que ponto o baixo nível de escolaridade em Portugal explica a diferença para a média das pontuações dos alunos portugueses, dada a importância das habilitações dos pais para o sucesso escolar. O estudo termina com uma análise da variabilidade das pontuações e do papel que nesta desempenha a desigualdade social. Neste contexto, dado que os alunos estão agrupados por escolas, é importante verificar se a variabilidade do desempenho é um fenómeno entre-escolas ou intraescolas. O estudo inicia-se por uma digressão descritiva pela base de dados do PISA 2006.

2. A BASE DE DADOS DO PISA 2006 E ALGUNS RESULTADOS DESCRITIVOS

Os testes do PISA são realizados por uma amostra representativa da população de estudantes com cerca de 15 anos² que frequentam as escolas num determinado país e se encontram no 7. ano de escolaridade ou acima. Em geral, o desenho da amostra assume a forma de dois níveis de amostragem estratificada, sendo as escolas sorteadas aleatoriamente numa primeira fase, e os estudantes em cada uma destas, numa segunda fase. Por exemplo, para Portugal, 173 escolas foram selecionadas em primeiro lugar, e 40 alunos (ou todos os alunos elegíveis, quando menos de 40) foram posteriormente escolhidos aleatoriamente em cada uma destas. Os dados do PISA, para além das pontuações nos testes, resultam essencialmente de dois questionários preenchidos, respetivamente, pelos alunos e pelas escolas. A base de dados de 2006 abrange 5 109 alunos em Portugal e 131 598 alunos no conjunto de países considerados.

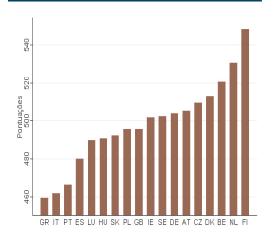
Os estudantes incluídos na amostra do PISA não são uniformemente representativos da população, pelo que a base de dados é fornecida com ponderadores finais por aluno, os quais refletem as probabilidades de amostragem e outros fatores, como as não-respostas. Por outro lado, as pontuações dos alunos no PISA são reportadas sob a forma de cinco *valores plausíveis* para cada matéria - leitura, matemática e ciências - os quais correspondem a extrações aleatórias da distribuição estimada de capacidades de cada aluno (ver OCDE, 2009, Capítulo 6). As estatísticas para a população, incluindo estatísticas descritivas e parâmetros de modelos, são calculadas como a média das estatísticas correspondentes obtidas separadamente para cada valor plausível. No cálculo destas últimas são utilizados os ponderadores por estudante. A variância das estatísticas para a população resulta de duas fontes: a variância amostral e a chamada variância de imputação que reflete o erro de medição nos testes (OCDE, 2009, Capítulo 8).

Apresenta-se em primeiro lugar a média das pontuações em matemática e leitura (Gráficos 1A e 1B) para o conjunto dos países considerados, o qual inclui a Alemanha, a Áustria, a Bélgica, a Dinamarca, a Eslováquia, a Espanha, a Finlândia, a Grécia, a Hungria, a Irlanda, a Itália, o Luxemburgo,

⁽²⁾ Mais precisamente, os alunos têm entre 15 anos e 3 meses e 16 anos e 3 meses de idade. Conforme explicado abaixo, tais pequenas diferenças de idade têm um impacto sobre o desempenho, pois, juntamente com o ano de escolaridade, podem captar um efeito de repetência.

Gráfico 1A

DESEMPENHO EM MATEMÁTICA POR PAÍS Pontuação média

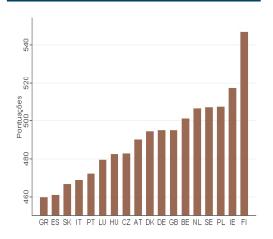


Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do PISA 2006.

Nota: Média das médias ponderadas calculadas para cada valor plausível.

Gráfico 1B

DESEMPENHO EM LEITURA POR PAÍS Pontuação média



Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do PISA 2006 Nota: Ver gráfico anterior.

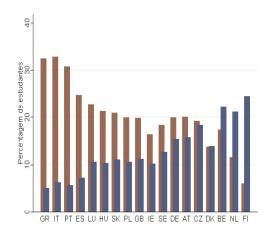
os Países Baixos, a Polónia, Portugal, a República Checa, a Suécia e o Reino Unido. Note-se que as pontuações dos testes são normalizadas para uma média de 500 e um desvio padrão de 100 nos países da OCDE. No PISA 2006, os alunos portugueses ficaram no 16. lugar em matemática e no 14. lugar em leitura entre os alunos destes 18 países; estes maus resultados não diferem muito dos obtidos em ciclos anteriores³.

A fim de confrontar os resultados para Portugal com os de outros países, foram selecionados (dando peso igual a ambas as matérias consideradas), dois grupos com os três países, respetivamente, com o melhor e o pior desempenho. O primeiro grupo inclui a Bélgica, a Finlândia e os Países Baixos, e o segundo a Espanha, a Grécia e a Itália. Portugal tem níveis de desempenho semelhantes ao destes últimos países, e também partilha com eles alguns traços socioeconómicos e culturais. As distribuições das pontuações nos testes (não apresentadas) são quase coincidentes para Portugal e para o grupo com baixo desempenho. As distribuições para o grupo com alto desempenho encontram-se comparativamente deslocadas para a direita, mas a sua dispersão é comparável. Por exemplo, o intervalo interquartis dividido pela média é 0.27 em Portugal e nos países de baixo desempenho, para as pontuações em matemática, e 0.25 nos países de alto desempenho; para as pontuações em leitura, estes valores estão entre 0.26 e 0.28. O espetro de resultados no PISA encontra-se dividido em seis níveis sucessivos de proficiência, associados a uma maior dificuldade das tarefas que o aluno deve executar. Os Gráficos 2A e 2B apresentam a proporção de alunos, respetivamente, no nível 1 e abaixo e no nível de 5 e acima, com os países ordenados de acordo com a pontuação média. À medida que esta pontuação aumenta, a proporção de alunos nos níveis mais baixos de proficiência tende a descer, e nos níveis mais altos tende a subir. No entanto, alguns países, como a Alemanha, a Áustria, a Bélgica, e a República Checa, têm uma grande proporção

⁽³⁾ No PISA 2009, o desempenho dos estudantes portugueses melhorou bastante, particularmente, em leitura, área em que a pontuação média não difere significativamente da média da OCDE em termos estatísticos. Portugal ocupa a 11. e a 15. posições, respetivamente, em leitura e matemática no mesmo grupo de 18 países, no PISA mais recente.

Gráfico 2A

PROFICIÊNCIA EM MATEMÁTICA POR PAÍS Alunos no nível 1 e abaixo (a vermelho) e no nível 5 e acima (a azul)

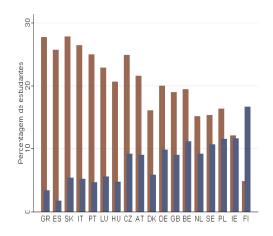


Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do PISA 2006.

Nota: Média das percentagens para cada valor plausível.

Gráfico 2B

PROFICIÊNCIA EM LEITURA POR PAÍS Alunos no nível 1 e abaixo (a vermelho) e no nível 5 e acima (a azul)



Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do PISA 2006. Nota: Ver gráfico anterior.

de estudantes em níveis de proficiência baixos dado o desempenho médio do país, o que indica uma maior dispersão das pontuações (esta questão é retomada na secção 4).

O Quadro 1 mostra as características da população estudantil, das suas famílias e das escolas em Portugal, distinguindo entre escolas públicas e privadas, e nos dois grupos de países de referência. Estas constituem as variáveis incluídas nas funções de produção de educação que serão estimadas na próxima secção. Nos países onde a idade obrigatória para o início da escolaridade é aos seis anos, os alunos encontram-se maioritariamente distribuídos entre o 9. e o 10. ano (refletindo normas específicas quanto à data de nascimento). Tal é o caso de Portugal e de todos os países dos dois grupos, exceto a Finlândia, onde a escola começa aos sete anos e os alunos se concentram no 9. ano⁴. Um número razoavelmente elevado de alunos portugueses - cerca de 20 por cento - ainda está no 7. ou no 8. ano de escolaridade, devido a maiores taxas de retenção.

No que respeita ao contexto familiar, o hiato entre Portugal e os países com melhor desempenho é particularmente grande para as habilitações literárias e a profissão dos pais. Por exemplo, em Portugal cerca de 25 por cento alunos têm pelo menos um dos pais numa ocupação intelectual/ especializada, e cerca de 20 por cento têm pelo menos um dos pais com o ensino superior completo. Estas percentagens são cerca de 60 por cento para os países onde os alunos têm melhor desempenho. Além disso, menos de 5 por cento dos estudantes nesses países reportam que o nível mais alto de habilitações dos pais é a educação primária, contra quase 40 por cento dos alunos portugueses. A mesma situação ocorre, embora em menor grau, relativamente aos estudantes dos países com pior desempenho. O indicador de riqueza (calculado a partir das respostas sobre

⁽⁴⁾ Mais geralmente, no conjunto de países considerados, a idade obrigatória para o início da escola vai dos quatro ou cinco anos no Reino Unido aos sete anos na Dinamarca, na Finlândia, na Polónia e na Suécia.

		Portugal		Países com baixo	Países com alt	
Características do estudante	Total	Escolas públicas	Escolas privadas	desempenho (b)	desempenho (t	
7. ano de escolaridade	6.6	6.9	3.9	0.2	0.2	
8. ano de escolaridade	13.1	13.5	9.9	3.7	5.3	
9. ano de escolaridade	29.5	29.7	27.6	21.0	47.5	
10. ano de escolaridade	50.9	50.0	58.6	72.4	46.5	
11. ano de escolaridade	30.3	50.0	30.0	2.8	0.5	
dade (anos)	15.7	15.7	15.7	15.8	15.8	
género feminino	51.7	52.1	48.3	50.0	48.8	
	31.7	32.1	40.5	30.0	40.0	
Contexto familiar riqueza (índice) ⊂[-2.1,2.3] ^(c)	-0.17	-0.20	0.11	-0.14	0.45	
ecursos educativos em casa (índ.) ⊂ [0,7]	6.2	6.2	6.4	6.1	6.2	
ivros em casa < 25	38.9	40.0	29.2	24.7	28.0	
ivros em casa 25-200	45.6	45.6	46.3	53.2	48.3	
ivros em casa > 200	15.5	14.5	24.5	22.1	23.7	
não imigrante	94.1	93.7	97.4	94.6	89.7	
nigrante migrante de segunda geração	3.5	3.8	1.3	4.6	4.0	
migrante de segunda geração migrante de primeira geração	2.4	3.o 2.5	1.3	0.8	6.3	
	97.7	97.6	98.1	85.9	90.9	
ingua do teste em casa						
outra língua nacional em casa	-	-	-	11.2	4.0	
íngua estrangeira em casa	2.3	2.4	1.9	2.9	5.1	
ocupação mais elevada dos pais						
nanual/não especializada	12.6	13.2	7.6	11.8	7.1	
nanual/especializada	24.2	24.9	18.7	19.0	9.4	
ntelectual/não especializada	36.3	36.6	33.4	23.7	22.4	
ntelectual/especializada	26.9	25.4	40.3	45.5	61.2	
escolaridade mais elevada dos pais primária ou menor	38.6	39.2	33.5	7.9	3.6	
secundária inferior	15.3	15.4	14.8	22.3	5.4	
secundária superior	23.5	24.0	19.6	38.5	32.3	
erciária	22.5	21.5	32.1	31.2	58.6	
	22.0	21.0	02.1	01.2	00.0	
Características da escola dimensão da escola (1000 alunos)	0.957	0.922	1.268	0.694	0.824	
proporção de alunas	50.9	51.0	49.7	49.7	48.9	
ocalizada em localidade < 15 000 pessoas	42.5	40.8	57.9	24.9	25.6	
ocalizada em localidade 15 000 - 100 000 pess.	35.9	38.2	15.1	42.0	51.0	
ocalizada em localidade > 100 000 pessoas	21.6	21.0	27.1	33.1	23.4	
amplitude graus escolaridade (grau max-min)	5.1	4.7	8.3	4.9	4.8	
proporção de repetentes	14.6	15.3	7.2	10.5	4.7	
escola enfrenta concorrência (d)	72.9	71.9	81.7	78.4	84.4	
		-1.1	-0.8	-0.6	0.1	
autonomia recursos (índ.) < [-1.1,2.0]	-1.0					
autonomia programas/aval. (ind.) \subset [-1.4,1.3]	-0.5	-0.5	-0.3	0.1	0.4	
escola recebe pressão dos pais (e)	7.1	4.9	26.5	16.1	7.4	
escola pública escola privada	91.1 8.9			84.4 15.6	44.2 55.8	
Recursos escolares						
limensão das turmas (alunos)	24.0	23.7	26.3	27.0	22.3	
ácio aluno/professor	8.9	8.4	13.3	10.4	12.9	
propor. de computadores com internet	80.2	79.7	84.5	84.9	89.1	
ácio computador/aluno	0.07	0.07	0.06	0.11	0.15	
ulas normais - matemática (horas)	3.5	3.5	3.8	3.5	3.2	
iulas normais - matematica (noras)	3.2	3.2	3.4	3.9	3.1	
escassez de professores matemática	1.3	0.6	7.7	10.5	21.1	
escassez de professores finalematica escassez de professores língua do teste	0.0	0.0	0.0	9.2	13.5	
amiliaridade com computadores						
Familiaridade com computadores autoconf. tarefas internet (ind.) < [-2.9,0.8]	-0.2	-0.2	-0.2	-0.4	0.4	

Fonte: Cálculos do autor com base nos dados do PISA 2006.

Notas: (a) Médias ponderadas; valores em percentagem do total exceto quando indicado de outra forma (no Anexo 1 são dados mais detalhes sobre a definição das variáveis). (b) Os países com baixo desempenho incluem a Espanha, a Grécia e a Itália; os países com alto desempenho incluem a Bélgica, a Finlândia e os Países Baixos. (c) Os intervalos mostram o percentil 1. e 99. do indicador. (d) A escola reporta que existe pelo menos outra escola na mesma área que compete pelos seus alunos. (e) A escola reporta que existe pressão da maioria dos país para melhoria dos padrões escolares.

a posse de bens duradouros) tem um maior valor médio para os países com melhor desempenho, como seria de esperar dado o facto de estes serem mais ricos. Em contrapartida, o indicador de recursos educativos em casa tem um nível semelhante em todos os países. A proporção de alunos imigrantes é ligeiramente maior nos países com melhor desempenho do que em Portugal e no grupo com pior desempenho (cerca de 10 por cento contra 5 por cento). Em Portugal, os alunos das escolas privadas provêm de famílias mais favorecidas do que os seus colegas das escolas públicas, o que é visível no indicador de riqueza, e particularmente nos escalões superiores das habilitações e profissão dos pais.

Passamos agora para as variáveis da escola. A proporção de escolas privadas difere substancialmente entre os países com melhor desempenho (acima de 50 por cento)⁵ e Portugal e países com piores resultados (cerca de 10 por cento). As escolas em Portugal são maiores, localizadas em localidades relativamente mais pequenas e têm uma maior proporção de repetentes do que as escolas em ambos os grupos de referência. Entre os indicadores de recursos, é particularmente notável o baixo rácio aluno/professor nas escolas públicas em Portugal. As escolas portuguesas têm comparativamente menos autonomia na gestão dos recursos e definição dos programas e métodos avaliação, em especial, em relação às dos países com melhor desempenho. Curiosamente, as escolas nos dois grupos de referência reportam alguma escassez de professores qualificados, em contraste com as portuguesas. Note-se que na base de dados do PISA 2006 não há nenhuma medida da experiência do pessoal docente, pelo que esta não pôde ser incluída na função de produção da educação⁶.

3. A FUNÇÃO DE PRODUÇÃO DE EDUCAÇÃO

3.1. Especificação e possíveis causas de enviesamento

A relação entre o desempenho e seus determinantes é muitas vezes estudada através da função de produção da educação - ver, por exemplo, Hanushek (1979) e Todd e Wolphin (2003) para discussões detalhadas sobre a especificação e estimação dessas funções. Estas podem ser genericamente especificadas como

$$Score_{_{\mathbf{i}\mathbf{j}}} = b_{_{0}} + b_{_{1}}St_{_{\mathbf{i}\mathbf{j}}} + b_{_{2}}Fm_{_{\mathbf{i}\mathbf{j}}} + b_{_{3}}Sc_{_{\mathbf{j}}} + b_{_{4}}Re_{_{\mathbf{j}}} + e_{_{\mathbf{i}\mathbf{j}}},$$

onde o índice i diz respeito ao aluno e o índice j à escola. Score é a pontuação no teste, St é um vetor de características do aluno, Fm inclui medidas do contexto familiar, Sc engloba diversas características da escola e Re inclui variáveis ligadas aos recursos escolares. As variáveis explicativas do desempenho dos alunos que consideramos neste estudo são enumeradas no Quadro 1^7 . O principal problema que afeta a estimação das funções de produção de educação é a en-

⁽⁵⁾ Note-se que a maioria dessas escolas tem uma gestão privada, mas financiamento público.

⁽⁶⁾ A base de dados inclui a proporção de professores com ensino superior, mas esta variável tem variabilidade reduzida (a mediana está perto dos 90 por cento). Como, além disso, a mesma não existe para alguns países, não foi tida em conta nas regressões.

⁽⁷⁾ Não existem observações em falta para as pontuações dos testes; pelo contrário, a maioria das variáveis explicativas tem uma pequena quantidade de observações em falta. A fim de evitar uma grande perda de informação, estas observações foram imputadas previamente à estimação, à semelhança de estudos anteriores (por exemplo, Fuchs e Woessmann, 2007). Os detalhes são apresentados no Anexo 2.

dogeneidade de alguns regressores, muitas vezes decorrente de sua correlação com variáveis não observáveis, nomeadamente as capacidades cognitivas dos estudantes. Na verdade, medidas dessas capacidades deveriam aparecer na equação acima, mas isso quase nunca acontece dada a sua natureza. Um dos regressores que consideramos - o indicador que mede a autoconfiança em tarefas associadas à *internet* (ver familiaridade com computadores no Quadro 1) - é de particular interesse a este respeito, porque pode ser visto como um indicador das capacidades dos estudantes⁸, embora possa refletir também as posses da família e/ou os recursos da escola, na medida em que estes condicionam o acesso dos alunos à *internet*. Um segundo problema diz respeito ao facto de os dados do PISA serem seccionais, possibilitando a estimação de modelos em níveis, mas não de especificações de «valor acrescentado», que requerem dados em painel.

O ano de escolaridade capta a exposição do aluno a programas mais ou menos avançados e, combinado com a idade do estudante, também um efeito de repetição do ano (ver a próxima secção). Note-se que a situação do estudante em termos de repetência não aparece na nossa regressão. Esta variável refletiria o desempenho passado, que está relacionado com o desempenho atual. Desta forma, o ano de escolaridade é, em parte, endógeno ao desempenho atual, podendo esperar-se uma sobreestimação do seu efeito (positivo) relativamente a uma regressão que também controlasse para a situação de repetência.

As variáveis explicativas respeitantes à condição sócioeconómica deverão ser, em larga medida, exógenas ao sucesso escolar⁹ e ter uma contribuição constante para os conhecimentos adquiridos pelos estudantes ao longo dos anos, que é bem captada por uma modelação em nível. As características básicas da escola como a localização e a dimensão, e as características institucionais como a autonomia, podem também ser consideradas exógenas na função produção. Contudo, a pressão dos pais - incluída neste grupo - pode não o ser e captar, para além da influência exercida sobre as escolas para melhorarem os padrões, um efeito de seleção de melhores escolas pelos pais mais empenhados na educação dos seus filhos. Isso pode levar a uma sobreestimação de um eventual impacto positivo da variável sobre o desempenho. Dado que se controla extensivamente para a situação familiar e de imigração, mesmo que os alunos de famílias favorecidas predominem nas escolas privadas, isto não deverá causar um enviesamento na medida do efeito-escola privada.

As variáveis que medem a utilização de recursos pelas escolas, por exemplo, a dimensão das turmas e as horas de aulas normais, são claramente menos adequadas para a especificação em níveis usada. Com efeito, tais variáveis normalmente mudam de um ano para o outro, e o nível corrente de aprendizagem depende também dos valores que assumiram no passado. Com os dados do PISA esta dificuldade não pode ser ultrapassada. A quantidade de recursos pode, ela própria, responder ao desempenho dos alunos: por exemplo, os alunos com insucesso escolar podem ter aulas suplementares¹⁰. No entanto, dados os indicadores de recursos que utilizamos e o facto de

⁽⁸⁾ Note-se que esta variável mede a competência em tarefas pouco relacionadas com o uso do computador como instrumento de aprendizagem (ver Anexo 1). Caso contrário, o seu poder explicativo seria menos interessante. Outra variável disponível na base de dados do PISA que mede a autoconfiança em tarefas informáticas gerais (não utilizada) parece mais propensa a este problema.

⁽⁹⁾ Supondo que as capacidades cognitivas não estão correlacionadas entre as gerações, caso contrário os alunos mais capazes poderiam estar associados com as famílias favorecidas.

⁽¹⁰⁾ Um exemplo de um indicador de recursos na base de dados do PISA fortemente afetado por este tipo de endogeneidade são as horas de aprendizagem fora da escola. Tentou-se incluí-lo na função de produção, mas o efeito positivo que poderá ter sobre o desempenho é mais do que compensado pela seleção de alunos de baixo desempenho que o mesmo também capta.

estes serem definidos em termos de médias por escola (exceto para as horas de aulas normais), é improvável que isso afete muito as nossas estimativas.

Ao estimar funções de produção de educação para vários países, há que contar com fatores que têm um impacto sobre os resultados escolares e que são específicos a cada país, por exemplo, as atitudes sociais em relação à escolaridade. Nas funções estimadas para os dois grupos de referência, tal é acomodado pela inclusão de variáveis binárias ao nível do país.

3.2. Determinantes do desempenho em Portugal e nos países de referência

Características do aluno

O Quadro 2 apresenta as estimativas das funções de produção de educação para Portugal e para os dois grupos de países onde os alunos têm, respetivamente, os piores resultados (Espanha, Grécia, e Itália) e os melhores (Bélgica, Finlândia e Países Baixos). Começamos pelo impacto das características dos alunos. Em Portugal, existe um efeito positivo do ano de escolaridade no desempenho, claramente significativo (o mesmo se verifica para os grupos de países de alto e baixo desempenho). Uma comparação com os coeficientes das outras variáveis binárias na regressão mostra que sua a magnitude é muito grande. Para os estudantes portugueses do PISA 2006, o ano de escolaridade e a idade interagem do seguinte modo. No conjunto dos estudantes com uma dada idade, aqueles que se encontram no grau de escolaridade mais alto - que pode ser o 9. ou o 10. ano dependendo da data de nascimento¹¹ - nunca repetiram um ano, aqueles que se encontram um grau abaixo já repetiram um ano, e assim por diante (isso verifica-se para todos os alunos, exceto os nascidos entre 15 de setembro e 31 de dezembro, cujos pais podiam e decidiram adiar a entrada na escola por um ano). Assim, como se disse, a variável capta não só o impacto dos programas que o aluno está a aprender, mas também um efeito associado à repetência.

O poder explicativo da idade, com o grau de escolaridade constante, tem a ver com os alunos nascidos entre 15 de setembro e 31 de dezembro: um número crescente destes, à medida que as datas de nascimento se aproximam do final do ano, esperaram mais um ano para entrar na escola. Assim, com a diminuição da idade dentro deste grupo, e para cada grau de escolaridade exceto o 10. ano, a proporção de crianças que ingressaram na escola com seis anos aumenta e a dos alunos que repetiram uma vez (9. ano) ou mais um ano (graus abaixo) diminui, e daí a relação negativa com o desempenho. O género tem uma influência clara sobre as pontuações, tendo os alunos um melhor desempenho em matemática e as alunas um melhor desempenho em leitura. Este efeito é estimado com precisão e, como seria de esperar, similar entre países.

⁽¹¹⁾ De acordo com as regras que regem o início da escolaridade obrigatória, os alunos que nunca repetiram o ano encontram-se no 10. ano de escolaridade, se completaram seis anos de idade até 15 de setembro de 1996, no 9. ano, se completaram seis anos após 31 de dezembro, e num desses anos, dependendo da decisão dos pais, se completaram seis anos entre essas datas.

	Portugal		Países com baixo desempenho ^(b)		Países com alto desempenho ^(b)		
	Matemática	Leitura	Matemática	Leitura	Matemática	Leitura	
Características do estudante							
ano de escolaridade (7.) ^(c)							
8.	39.4	53.2	12.1	54.4	51.4/73.0	90.2/67.7 ^(d)	
	3.5	4.1	12.6	18.0	7.7/12.6	14.8/19.0	
9.	83.1	95.7	58.8	93.5	86.0/124.6	132.1/111.8	
	3.8	4.4	13.0	17.2	6.7/13.1	15.5/18.3	
10.	144.1	158.7	115.2	144.1	142.2/-	186.1/-	
	2.9	3.7	13.1	17.5	6.7/-	15.6/-	
11.	-	-	119.7	150.3	202.6/ -	245.2/ -	
			13.8	18.7	10.3/ -	15.7/-	
dade	-17.1	-23.4	5.5	0.5	-17.1	-18.8	
	2.1	2.6	1.2	1.6	1.4	1.6	
género feminino (masculino)	-26.9	20.9	-26.8	18.7	-24.3	16.9	
	1.6	1.4	0.8	1.0	1.0	1.1	
Contexto familiar	0.5			7.0		0.0	
iqueza	-3.5	0.3	-4.2	-7.9	-2.0	-3.8	
	1.3	1.1	0.5	0.8	0.7	0.9	
ecursos educativos em casa	2.2 0.7	2.0 1.0	8.5 <i>0.4</i>	8.7 <i>0.4</i>	7.8 <i>0.5</i>	8.0 <i>0.6</i>	
ivros em casa (menos do que 25)							
entre 25 e 200	19.6	15.4	21.8	23.2	22.2	21.4	
	1.5	1.6	1.0	0.9	1.0	1.1	
nais do de 200	35.4	22.8	46.2	39.9	49.0	42.7	
	2.1	2.6	1.2	1.2	1.1	1.4	
situação de imigração (não imigrante)							
migrante de segunda geração	-17.4	-14.5	-7.1	-4.6	-24.0	-9.6	
	3.3	6.5	2.0	2.1	2.9	3.1	
migrante de primeira geração	-15.1	-9.8	-15.9	8.8	-27.7	-18.5	
	6.6	5.6	4.0	5.0	1.9	3.4	
íngua em casa (a do teste)			'				
outra língua nacional	-	-	-0.8	-3.2	26.3	28.1	
			1.3	1.6	2.0	2.2	
íngua estrangeira	23.8	-10.1	12.2	-9.6	-1.2	-18.3	
	5.2	4.9	3.4	3.2	3.1	2.9	
ocup. mais elev. dos pais (man./não esp.)							
manual/especializada	1.2	2.6	4.0	0.4	4.5	7.2	
	2.8	3.1	1.4	1.5	2.3	2.6	
ntelectual/não especializada	2.3	10.0	7.4	7.8	10.5	14.6	
	2.8	3.2	1.1	1.3	1.7	2.3	
ntelectual/especializada	18.1	23.7	12.6	11.9	21.3	26.5	
· 	2.7	2.9	1.2	1.5	2.2	2.5	
escol. mais elev. dos pais (prim. ou menor)							
ecundária inferior	-0.4	3.6	13.5	17.8	13.2	16.3	
	2.3	2.6	1.8	2.1	5.2	3.7	
secundária superior	2.4	3.0	17.6	25.2	10.2	18.6	
	1.3	2.7	1.8	1.9	3.9	2.8	
erciária	0.3	5.8	15.2	20.0	10.5	19.2	
	2.6	2.9	1.7	1.6	3.9	2.9	

Quadro 2 (continuação)

	Portugal		Países com baixo desempenho ^(b)		Países com alto desempenho ^(b)	
	Matemática	Leitura	Matemática	Leitura	Matemática	Leitura
Características da escola						
dimensão da escola	4.2	8.5	-2.6	-1.9	24.7	20.0
	3.1	2.9	2.2	2.6	3.5	4.1
oroporção de alunas	88.9	98.5	-5.0	34.3	34.7	52.7
· · · ·	23.2	25.2	4.7	5.7	5.5	6.8
ocalizada em (localidade < 15 000 pessoas)						
ocalidade 15 000 - 100 000 pessoas	1.5	-3.7	3.1	6.2	-3.1	-1.2
·	2.6	2.7	2.1	2.7	2.5	3.3
ocalidade > 100 000 pessoas	6.4	10.9	11.7	14.5	-6.5	1.0
	2.9	3.1	2.1	2.5	3.2	3.7
amplitude dos graus de escolaridade	0.0	1.3	2.1	1.0	1.3	1.3
,	0.6	0.7	0.6	0.6	0.3	0.4
proporção de repetentes	-26.2	-9.8	-60.0	-107.8	-75.0	-120.6
	11.6	14.0	14.3	13.9	17.1	23.1
escola enfrenta concorrência (não)	6.8	1.3	-0.1	3.7	0.5	4.3
oscola chirchia concorrencia (nao)	2.3	2.2	2.0	2.3	3.4	4.5
autonomia na alocação de recursos	-8.9	44.5	1.1	2.1	3.4	3.1
autoriornia na alocação de recursos	12.1	13.6	1.4	2.0	1.5	2.0
autonomia nos programas/avaliação	-2.7	-7.6	-2.5	-1.6	-1.6	-2.8
autonomia nos programas/avaliação	-2.7 1.5	-7.0 1.5	0.9	1.1	1.2	-2.6 1.6
oscala racoba proseão dos pais (pão)	6.0	9.4	14.8	15.0	11.5	12.9
escola recebe pressão dos pais (não)	3.5			2.2		
lid-((hli)		4.9	2.4		3.4	3.0
escola privada (pública)	13.4	-12.3	-35.2	-24.9	7.4	6.2
	4.7	6.4	4.7	4.2	2.1	2.0
Recursos escolares						
dimensão das turmas	0.5	0.3	-0.3	-0.1	1.5	1.8
	0.3	0.3	0.1	0.1	0.4	0.5
ácio aluno/professor	0.1	-0.4	3.7	2.8	4.4	4.6
	0.5	0.6	0.4	0.3	0.5	0.8
propor. de computadores com internet	-0.5	11.5	17.2	13.1	15.5	3.1
	4.0	5.3	2.9	4.1	5.2	5.5
ácio computador/aluno	23.9	17.9	13.6	-10.6	26.3	-2.2
	29.4	29.5	7.4	9.8	10.2	12.5
noras de aulas língua do teste/matemática	6.8	5.4	9.0	7.4	9.4	3.5
-	0.3	0.5	0.3	0.2	0.2	0.3
escassez de profess. língua/matem. (não)	_		3.5	11.5	-12.0	-19.1
3 (,			2.9	3.2	2.4	3.5
Familiaridade com computadores						
autoconfiança em tarefas da internet	10.3	16.2	14.8	18.2	13.1	17.5
atooomanya om taroias da internet	1.1	0.9	0.4	0.5	0.7	1.0
empo gasto na <i>internet</i> ou em diversão	-5.2		-12.6	-14.3	-7.2	-9.2
empo gasio na <i>internet</i> ou em diversão	-5.2 0.9	-8.1 <i>0.9</i>	-12.6 0.4		-7.2 0.5	
pooficiente de determinação				0.6		0.6
coeficiente de determinação	0.56 4981	0.56 4981	0.36 45660	0.34 45660	0.48 18319	0.45 18319

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: (a) Média dos coeficientes estimados por regressões dos mínimos quadrados ponderados dos cinco valores plausíveis em matemática e leitura, respetivamente, sobre as variáveis no quadro e variáveis binárias para os países (não mostradas); os desvios-padrão aparecem em itálico. A variância depende da variância amostral, calculada pela variante de Fay do método de balancea repeated replication, e da variância de imputação. (b) Os países com baixo desempenho incluem a Bégigica, a Finlândia e os Países Baixos. (c) Categoria omitida entre parêntesis, para as variáveis binárias. (d) O efeito do ano de escolaridade é estimado separadamente para Finlândia (valores à direita) onde a idade de início da escola é aos 7 anos, e nos outros países com alto desempenho (valores à esquerda) onde esta é aos 6 anos.

Contexto familiar

A função de produção de educação estimada inclui várias medidas do contexto socioeconómico do estudante, e os resultados confirmam que estas têm um forte impacto nas pontuações dos testes. Aqui destaca-se a contribuição do regressor livros em casa, o que não é uma surpresa já que este é muitas vezes o melhor preditor do desempenho em regressões similares (Hanushek e Woessmann, 2010). Naturalmente, não é o número de livros em casa por si que está causalmente associado com o desempenho, mas esta variável capta muito bem um ambiente familiar propício à aprendizagem. Os impactos medidos para Portugal são menores do que para os dois grupos de países de referência, especialmente na categoria superior (mais de 200 livros). Nas três regressões, conforme se sobe na escala de profissões dos pais, emerge uma influência positiva sobre o desempenho, particularmente marcada para as ocupações intelectuais/especializadas. Quanto à educação formal dos pais, a sua contribuição em Portugal, ou é estatisticamente não significativa, ou está no limiar da significância, o que contrasta com o forte impacto nos dois grupos de referência. Entre as variáveis relativas ao contexto familiar, as qualificações académicas poderão estar especificamente associadas ao acompanhamento pelos pais das tarefas escolares dos seus filhos. Estes resultados podem indicar uma menor capacidade ou disponibilidade dos pais portugueses a este respeito.

Um segundo conjunto de variáveis neste grupo refere-se à nacionalidade e à língua falada em casa. A condição de imigrante geralmente implica uma desvantagem em termos de desempenho, que é maior nos países onde os alunos têm melhores resultados. Para Portugal, os estudantes imigrantes de segunda geração têm piores resultados do que seus colegas de primeira geração em termos de estimativas pontuais (embora a diferença não seja estatisticamente significativa nos níveis habituais), implicando que o impacto negativo deste fator não se atenua à medida que aqueles e as suas famílias permanecem mais tempo no país. É interessante constatar que, controlando para a condição de imigrante, falar uma língua estrangeira em casa tem um impacto positivo e significativo nas pontuações em matemática em Portugal (na leitura este impacto é negativo). Tal resultado pode refletir um empenhamento muito forte na escola de certos grupos de estudantes imigrantes, superando o dos estudantes com ascendência portuguesa.

A contribuição dos recursos educativos em casa para o desempenho dos alunos portugueses é positiva e significativa, mas fica aquém da contribuição nos dois grupos de referência. O coeficiente do indicador de riqueza é, ou não significativo, ou negativo e significativo, o que indica que este não tem impacto próprio quando são tidos em conta outros aspetos da situação sócio-económica dos alunos.

Os impactos das variáveis do contexto familiar podem ser interpretados numa outra dimensão relacionada com a equidade educacional - um assunto explorado em mais detalhe na secção 4. A relação entre uma medida sumária do estrato socioeconómico (por exemplo, o número de livros em casa) e uma medida do desempenho - por vezes designada como declive do *gradiente socioeconómico* - é frequentemente utilizada como um indicador de igualdade de oportunidades educacionais. Um gradiente socioeconómico com forte declive implica resultados escolares mais desiguais para crianças de diferentes estratos, mantendo tudo o resto constante. Na função de produção de edu-

cação estimada para Portugal, os coeficientes das variáveis que medem vários aspetos do contexto familiar sugerem um menor impacto no desempenho, em particular em comparação com o grupo de países com melhores resultados. Dois fatores poderão ser responsáveis por isso. O primeiro é uma atitude mais passiva dos pais em relação à educação e um menor envolvimento na vida escolar dos seus filhos. O segundo é um sistema de ensino que tende a contrabalançar mais a situação desigual das crianças de diferentes classes sociais.

Características da escola

Na função de produção de educação foram consideradas diversas características da escola. As estimativas pontuais da influência da dimensão da escola são positivas para Portugal, embora apenas significativas no caso dos testes de leitura. Tal indica a existência de economias de escala, em consonância com Pereira e Moreira (2007). Nos grupos de referência, o mesmo tipo de evidência está confinado aos países onde os estudantes têm um alto desempenho. Em contrapartida, a localização das escolas em Portugal aparece menos importante do que naquele estudo, pois somente a categoria superior - localização numa cidade com mais de 100 000 pessoas - faz uma diferença (positiva) significativa para o desempenho. Tais resultados devem ser explicados pelo conjunto alargado de variáveis de controlo aqui utilizado. Uma maior proporção de repetentes tem o esperado impacto negativo sobre o desempenho, enquanto uma proporção maior de alunas contribui para um ambiente propício ao sucesso escolar.

Do ponto de vista teórico, o efeito da autonomia das escolas no sucesso escolar é ambíguo. Por um lado, este pode ser positivo porque os decisores ao nível da escola tendem a ter melhor informação. No entanto, a autonomia também pode ser utilizada pelos decisores para prosseguirem os seus próprios objetivos, os quais podem não coincidir com a melhoria do desempenho dos alunos (Hanushek e Woessmann, 2010). Na literatura empírica tem-se verificado que a existência de margem de manobra na definição do orçamento (dado o montante global), incluindo a contratação e remuneração dos professores, bem como na escolha dos manuais e métodos de ensino, tende a melhorar o desempenho. Em contrapartida, a autonomia das escolas no que respeita à dimensão do seu orçamento, e a autonomia dos professores sobre as matérias a serem abordadas nas aulas, aparecem negativamente associadas com o desempenho, possivelmente porque estas se prestam mais a um comportamento oportunista. Deve acrescentar-se que as regressões realizadas não são a forma ideal de estudar tais efeitos, uma vez que não exploram plenamente a variação entre-países, a qual facilita esse estudo. Não obstante, as nossas estimativas pontuais geralmente encaixam neste tipo de evidência. A autonomia na afetação de recursos tem uma contribuição positiva para o desempenho (em Portugal isto acontece apenas para as pontuações em leitura) e a autonomia na escolha das matérias e na avaliação uma contribuição negativa, embora nem sempre significativas. Note-se que, no caso português, as escolas públicas não têm praticamente nenhuma autonomia na alocação e remuneração dos professores pelo que o primeiro daqueles indicadores está próximo do mínimo global; são as escolas privadas que lhe conferem alguma variabilidade.

A pressão dos pais tem um impacto positivo no desempenho, embora, como mencionado acima,

isto também possa refletir o efeito da escolha de melhores escolas por pais mais cuidadosos e informados, além da pressão colocada sobre as escolas. O coeficiente do indicador de escola privada é negativo, mas no limiar da não significância para a leitura, e positivo e significativo para a matemática. Neste último caso, o impacto medido na média da variável dependente é de cerca de 3 por cento. Pereira e Moreira (2007) - que usaram a nota média no 12. ano nos exames nacionais para todas as disciplinas, em 2003/04 e 2004/05 - estimaram um efeito-escola privada de 7 a 8 por cento. Neste estudo obtém-se um efeito mais fraco para a matemática (e de sinal oposto para a leitura). Para além de um conjunto de dados diferente, este resultado pode ser explicado pela ausência de controlos familiares no estudo mencionado, levando a um enviesamento do coeficiente em alta. Embora seja possível que a inclusão desses controlos esvazie aproximadamente o conteúdo explicativo do indicador de escola privada, estes resultados não devem ser vistos como definitivos. Dado que as escolas privadas representam uma pequena parte (cerca de 10 por cento) do universo dos estudantes em causa, poderão existir enviesamentos causados pelo processo de amostragem. A comparação das médias das pontuações nas escolas públicas e privadas na base de dados do PISA 2006 e nos exames nacionais do 9. ano (ano letivo 2006/07), sugere essa possibilidade¹².

Recursos escolares

As medidas tradicionais de recursos escolares, tais como a dimensão média das turmas e o rácio aluno/professor, não entram significativamente, em termos estatísticos, na função de produção de educação para Portugal. Nos dois grupos de países de referência, o coeficiente do rácio aluno/ professor tem um sinal positivo (contraintutitivo) e é estatisticamente significativo - o que também se verifica para a dimensão das turmas nos países com alto desempenho. Hanushek (1986) sumaria as conclusões de muitos estudos sobre a contribuição dos recursos escolares e conclui que esta é muitas vezes não significativa e, em alguns casos, são encontrados efeitos contrários ao esperado. Isto está em linha com o resultado bem conhecido de que essas variáveis têm uma influência muito mais fraca (se é que a têm) no desempenho do que as relativas ao contexto familiar. A quantidade de horas de aulas contrasta com este tipo de evidência, tendo um impacto positivo e estatisticamente significativo sobre o desempenho, nas três regressões. Esta parece ser a única variável onde intervenções ao nível dos recursos poderão trazer resultados positivos.

Familiaridade com computadores

Argumentou-se acima que a variável autoconfiança em tarefas associadas à *internet* poderia ser uma medida das capacidades dos alunos. O facto de o seu impacto ser positivo e significativo, e não muito diferente de país para país, corrobora esta interpretação. Em contrapartida, o tempo despendido com entretenimento e navegação na *internet* está negativamente relacionado com o desempenho.

⁽¹²⁾ No PISA 2006, as notas médias das escolas privadas são superiores, respetivamente, em 5.5 por cento em matemática e 3.2 por cento na leitura. Os valores correspondentes nos exames nacionais do 9. ano, 2006/07, em matemática e português são 22.6 e 7.8 por cento (Jornal Público, 2007).

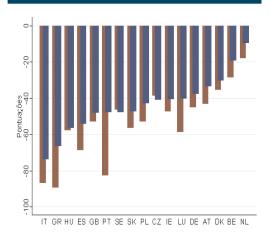
3.3. Diferenças no desempenho dos países mantendo as características dos pais constantes

Nos rankings de países construídos com base nos resultados dos testes do PISA, como os apresentados nos gráficos 1A e 1B, obviamente não se controla para os fatores que determinam tais resultados. Ao mesmo tempo, determinantes como as habilitações literárias e a estrutura ocupacional da população, captados pelas variáveis do contexto familiar, são uma herança do passado e pouco afetados pelas atuais políticas de educação. Uma questão que se coloca neste contexto é avaliar como os rankings mudariam se existisse uma distribuição semelhante das características parentais nos diversos países. Tal é particularmente pertinente para Portugal que tem uma das menores dotações entre os países da União Europeia em termos do nível de escolaridade da população. A fim de se investigar esta questão, estimou-se uma função de produção de educação para todos os países, incluindo os regressores socioeconómicos (ver Quadro 1) e variáveis binárias específicas a cada país¹³. Os coeficientes destas últimas podem ser interpretados como as pontuações médias mantendo o contexto familiar constante, e comparados com as médias não condicionadas apresentadas nos Gráficos 1A e 1B. Este exercício exige alguma cautela, uma vez que o nosso modelo é apenas uma aproximação à realidade. Na prática, se o nível de determinadas variáveis, digamos, num país com baixo desempenho, fosse igual ao nível vigente num país com alto desempenho, a alteração efetiva nas pontuações diferiria da decorrente do modelo. Os resultados são apresentados nos Gráficos 3A e 3B, em termos da distância de cada país face ao país com desempenho mais

Gráfico 3A

DESEMPENHO EM MATEMÁTICA POR PAÍS, DIFERENÇA PARA A FINLÂNDIA

Média não condicionada (a vermelho) e média com o contexto familiar constante (a azul)



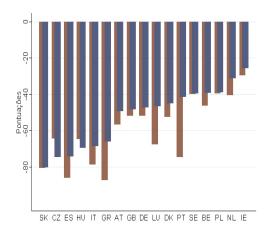
Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Baseado em regressões dos mínimos quadrados ponderados das pontuações em matemática sobre constantes especificas a cada país (média não condicionada), e essas constantes e as variáveis socioeconómicas (média com o contexto familiar constante). O gráfico mostra a diferença entre os coeficientes para cada país e para a Finlândia.

Gráfico 3B

DESEMPENHO EM LEITURA POR PAÍS, DIFERENÇA PARA A FINLÂNDIA

Média não condicionada (a vermelho) e média com o contexto familiar constante (a azul)



Fonte: Cálculos do autor.

Nota: O mesmo que o gráfico anterior, mas para as pontuações em lei-

⁽¹³⁾ Os restantes regressores, tais como características das escolas e os recursos escolares, não são incluídos uma vez que não queremos controlar para os mesmos. Os regressores socioeconómicos irão captar o efeito dos regressores omitidos na medida em que exista correlação entre ambos. No entanto, esta deverá ser relativamente baixa (exceto, porventura, para a natureza pública ou privada das escolas) e causar uma distorção pequena

elevado, que é a Finlândia.

Portugal é o país onde o hiato para a Finlândia mais se encurta quando se considera a média condicionada das pontuações, em vez da média não condicionada, o que confirma um forte impacto negativo da composição sócioeconómica da população. A redução daquele hiato é mais acentuada do que em outros países de baixo desempenho, como a Espanha e a Itália, que, conforme demonstrado no Quadro 1, têm uma situação mais favorável relativamente à escolaridade e estrutura ocupacional do que Portugal. Os Gráficos 3A e 3B indicam uma situação menos sombria para Portugal em termos do sucesso escolar do que Gráficos 1A e 1B. Em matemática, embora ainda na metade inferior do *ranking*, Portugal está perto do grupo de países com níveis médios de desempenho. Em leitura, a mudança é mais acentuada, e os alunos portugueses aparecem na metade superior.

4. ALGUNS ASPETOS DA VARIABILIDADE NO DESEMPENHO DOS ALUNOS

Considera-se agora a variabilidade no desempenho dos alunos, ou seja, a desigualdade académica, complementando os resultados anteriores que procuraram explicar o respetivo nível. As análises costumam colocar muita ênfase na desigualdade social como fonte de desigualdade académica. Tal justifica-se pela importância da condição sócioeconómica do estudante para o sucesso escolar. Além disso, os regressores deste grupo têm geralmente maior variância do que, especialmente, os relacionados com os recursos escolares (em particular no contexto de análises dentro de cada país ou envolvendo países com níveis semelhantes de desenvolvimento). Ao mesmo tempo, a desigualdade académica sustenta as desigualdades sociais, pois o nível de escolaridade das gerações mais velhas é o fator mais importante por trás da distribuição dos trabalhadores por ocupações e níveis salariais que prevalece atualmente. De facto, um dos principais objetivos dos sistemas educativos é atenuar progressivamente essas desigualdades, garantindo que a distribuição das competências dos alunos quando terminam a escola é menos desigual do que a dos seus pais. Outras fontes importantes de variabilidade nos resultados educacionais são as capacidades cognitivas dos alunos e a contribuição dos professores para o sucesso da aprendizagem.

Os alunos encontram-se distribuídos por escolas, e a dispersão no desempenho pode materializar-se em certa medida através da existência de escolas que diferem substancialmente quanto ao mesmo. Assim, é importante considerar, para além da variabilidade total no desempenho, a proporção avaliada entre- e intraescolas. Se a componente entre-escolas for grande relativamente à componente intraescolas, tal significa que os estudantes com níveis mais baixos de sucesso se concentram em algumas escolas e os estudantes com níveis mais altos em outras. Este fenómeno pode acontecer por diversas razões, por exemplo, as escolas podem ser frequentadas por alunos provenientes predominantemente de famílias favorecidas ou desfavorecidas. Quando existe uma grande assimetria entre regiões dentro de um país, dado que a mobilidade dos estudantes é limitada, a composição social das escolas localizadas nas regiões mais pobres irá diferir significativamente da composição das suas homólogas nas regiões mais ricas. O mesmo se verifica para as assimetrias entre bairros dentro das grandes cidades, sobretudo na ausência de normas que

obrigam os alunos a frequentar a escola mais próxima, uma vez que os pais tendem a matricular os seus filhos em escolas frequentadas por estudantes com características afins.

A separação dos estudantes por escolas que oferecem currículos específicos, por exemplo, geral ou profissional, numa fase inicial do seu percurso (digamos, entre os 10 e os 12 anos de idade) introduz uma diferenciação entre as escolas. Este mecanismo - designado na literatura por *early tracking* - existe nos sistemas educativos de alguns dos países que consideramos (Brunello e Checchi, 2007). Tal separação pode ser feita com base em critérios como testes formais, recomendação dos professores e auto-seleção. Os testes formais introduzem uma segmentação dos alunos de acordo com sua origem social e capacidades cognitivas, visto que estas são determinantes importantes das pontuações nos testes de colocação. Uma segmentação de acordo com a origem social poderá ocorrer mesmo no caso de auto-seleção, pois os pais com profissões manuais podem achar mais natural matricular os seus filhos em escolas que oferecem currículos profissionais, e os pais com profissões intelectuais, nas escolas que oferecem programas que dão acesso à universidade.

Como primeiro exercício, consideramos a associação entre a decomposição da variância das pontuações em matemática e de uma medida sumária do contexto familiar, o índice da situação económica, social e cultural (índice ESCS). Este índice, disponível na base de dados do PISA, sintetiza várias dimensões do contexto familiar (ver o Anexo 1 para os detalhes sobre a sua construção), exceto a condição de imigrante. A decomposição da variância para cada uma das variáveis é obtida a partir da estimação de um modelo multinível sem regressores, incluindo interceções específicas à escola modeladas como parâmetros aleatórios¹⁴ (ver Goldstein, 2010). O Gráfico 4A mostra a associação entre a variância total das pontuações em matemática e do índice ESCS (em ambos os casos normalizada para uma média igual a 100) e o Gráfico 4B a associação entre a respetiva proporção entre-escolas. Nos países onde essas proporções são maiores, as escolas diferem mais substancialmente no que se refere ao desempenho dos alunos e à composição social.

Começamos por examinar a dispersão das pontuações em matemática. Não há uma relação óbvia entre o desempenho (Gráfico 1A), por um lado, e a variabilidade das pontuações e a sua decomposição nestes gráficos, por outro, nos diversos países. O país com melhor desempenho - a Finlândia - tem a menor variância global e proporção entre-escolas; no entanto, a Bélgica, também no topo do ranking de desempenho, tem a maior variância e uma das proporções entre-escolas mais elevadas (os Países Baixos, igualmente no topo, têm a mais alta). Baixos níveis de desempenho são também compatíveis com situações bastante diferentes em termos de variabilidade das pontuações, conforme ilustrado pelos casos da Itália e da Espanha. Estas conclusões estendem-se em geral à dispersão das pontuações em leitura (não mostrada), que é maior do que a das pontuações em matemática na maioria dos países.

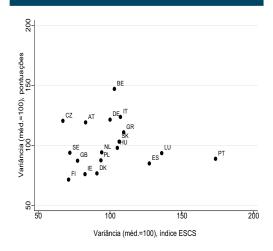
Quanto à dispersão do índice ESCS, Portugal surge como um caso especial, com um valor quase 75 por cento acima da média no conjunto dos países (Gráfico 4A). No entanto, esta dispersão é

⁽¹⁴⁾ Este modelo explica a variável dependente como a soma dessas interceções (iguais a uma média fixa mais um desvio aleatório desta, específico a cada escola) e de uma variável residual ao nível do estudante. As estimações foram realizadas utilizando o programa GLLAMM (Rabe-Hesketh et al., 2004) que é executado no STATA. A ponderação foi feita de acordo com o primeiro dos dois esquemas de ponderação propostos por Pfeffermann et al. (2008). No caso das pontuações em matemática tomou-se o primeiro valor plausível.

«transmitida» às pontuações nos testes num grau muito menor do que em outros países (facto que também acontece, em certa medida, nos casos da Espanha e do Luxemburgo). Este resultado deverá ter origem no menor impacto das variáveis do contexto familiar sobre o desempenho em Portugal (Quadro 2)15. Consequentemente, a variância das pontuações encontra-se um pouco abaixo da média, e o mesmo se aplica à percentagem entre-escolas (cerca de 35 por cento contra uma média ligeiramente superior a 40 por cento). Um grupo de países que inclui a Alemanha, a Áustria, a Bélgica, a Itália, e a República Checa, parece estar na situação oposta à de Portugal, na medida em que a variância das pontuações ultrapassa a do índice ESCS. Todos estes países, com exceção da Itália, têm o referido mecanismo de separação precoce dos alunos por escolas (os outros países no grupo que partilham esta característica institucional são a Eslováquia, a Hungria e os Países Baixos). Vários estudos - por exemplo, Hanushek e Woessmann (2006) - têm associado esta característica a um aumento da variância dos resultados escolares¹⁶. O impacto da separação dos alunos é, como esperado, mais evidente na proporção da variância entre-escolas (Gráfico 4B), na medida em que implica uma triagem dos mesmos de acordo com o contexto familiar e, em alguns casos, as capacidades cognitivas. Existem outras implicações desse mecanismo que podem aumentar a diferenciação entre escolas, por exemplo, uma auto-seleção dos professores - melhores professores preferem ensinar melhores alunos - e programas divergentes. A elevada variância das pontuações relativamente à do índice ESCS, em alguns destes países, pode talvez ser explicada também por uma maior proporção de alunos de origem imigrante, uma dimensão não captada pelo índice.

Gráfico 4A

VARIÂNCIA DAS PONTUAÇÕES EM MATEMÁTICA E DO ÍNDICE ESCS

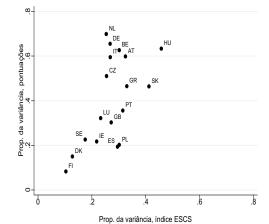


Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Com base na estimação de modelos multinível, para cada uma das variáveis, incluindo parâmetros aleatórios específicos à escola, cuja variância diz respeito à componente entre-escolas, e a variável residual ao nível do aluno, cuja variância diz respeito à componente intraescolas.

Gráfico 4B

VARIÂNCIA DAS PONTUAÇÕES EM MATEMÁTICA E DO ÍNDICE ESCS Proporção entre-escolas



Fonte: Cálculos do autor. Nota: Ver o gráfico anterior.

⁽¹⁵⁾ Em geral, a contribuição de um regressor para a variância explicada da variável dependente resulta da respetiva variância e do seu coeficiente na regressão.

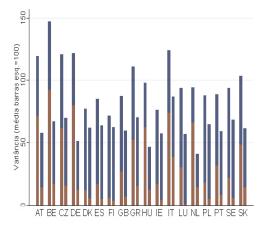
⁽¹⁶⁾ A influência sobre o nível dos resultados é uma questão mais controversa, relativamente à qual não há evidência bem estabelecida.

Concluímos esta secção com a estimação de um modelo multinível incluindo o conjunto completo de regressores socioeconómicos como preditores da variabilidade das pontuações, ao nível do estudante e (tomando as médias por escola) ao nível da escola¹⁷. Estes últimos captam as externalidades para a escola como um todo associadas à sua composição sócioeconómica. A variância total e sua decomposição neste modelo são apresentadas no Gráfico 5, que mostra também as quantidades correspondentes no modelo sem regressores (medidas no eixo dos Ys nos Gráficos 4A e 4B acima), a fim de facilitar a comparação dos resultados. A parte inferior de cada barra, a vermelho, indica a componente entre-escolas da variância. Todas as quantidades são normalizadas pela variância média no conjunto dos países no modelo sem regressores para que as alturas das barras sejam comparáveis.

Os regressores socioeconómicos explicam uma parte importante da variabilidade das pontuações, pelo que a variância estimada no segundo modelo é bastante menor do que no primeiro. Além disso, a diminuição da componente entre-escolas supera claramente a da componente intraescolas, em especial nos países com separação precoce dos alunos. A variância entre-escolas que permanece é, todavia, um pouco maior para este conjunto de países do que para os restantes, com exceção da Itália e da Grécia, o que presumivelmente reflete os outros aspetos da diferenciação entre as mesmas induzidos por aquele mecanismo. Note-se que a Itália e, em menor grau, a Grécia são casos especiais em que o desempenho dos alunos parece diferir substancialmente de umas

Gráfico 5





Fonte: Cálculos do autor.

Nota: Com base na estimação de modelos multinível, respetivamente, sem regressores (o mesmo modelo que na nota ao Gráfico 4A), e incluindo os regressores socioeconómicos, quer ao nível do aluno (centrados em torno das médias por escola), quer como médias por escola. A variancia captada por este último modelo diz respeito à parte não explicada pelos regressores.

⁽¹⁷⁾ Os coeficientes de todas as variáveis (ou seja, os declives) são modelados como parâmetros constantes, enquanto as interceções continuam a ser aleatórias e específicas à escola.

escolas para as outras para além do que é explicado pela desigualdade social. A variabilidade entre-escolas das pontuações em Portugal é comparável à que se verifica nos países sem separação precoce dos alunos (com as duas exceções mencionadas) e, dentro deste grupo, superior, por exemplo, à dos países do Norte da Europa e também da Espanha.

A evidência apresentada mostra que nos países onde a influência da desigualdade social é maior, tal influência é sentida sobretudo através dos efeitos da composição sócioeconómica das escolas e da diferenciação entre os respetivos níveis de desempenho. A variância remanescente após controlar para a desigualdade social, que como vimos é na sua maior parte um fenómeno intraescolas, deverá ser principalmente explicada por variáveis não observáveis. Estas poderão incluir, por exemplo, as capacidades do estudante e aspetos da qualidade do ensino como a organização das aulas e os métodos utilizados pelos professores. Note-se que as variáveis nas regressões de produção de educação estimadas na secção 3, que agora foram omitidas, deverão apenas explicar uma pequena parte da variância remanescente, na medida em que dizem sobretudo respeito à escola. Esta leitura é também sugerida pela parte considerável da variabilidade das pontuações que permanece inexplicada nessas regressões, como mostra o valor relativamente baixo dos coeficientes de determinação no Quadro 2. Carneiro (2006) conclui, da mesma forma, que variáveis análogas às incluídas nas funções de produção neste estudo não conseguem explicar uma parte considerável da variância das pontuações no PISA 2003 para Portugal.

5. CONCLUSÕES

Este estudo apresenta uma análise do nível e da variabilidade do desempenho escolar em Portugal e nos países da União Europeia utilizando a base de dados do PISA 2006. As principais conclusões são as seguintes:

- Os alunos portugueses ocupam consistentemente posições na metade inferior do ranking do desempenho no grupo de países considerados, tanto em matemática e como em leitura. Tais resultados são em parte provocados por um contexto familiar desfavorável, nomeadamente no que se refere às habilitações e ocupações dos pais.
- Na função de produção de educação para Portugal, à semelhança do acontece para ambos os grupos de países de referência, as variáveis socioeconómicas são os principais determinantes do desempenho, enquanto os recursos escolares têm uma contribuição pouco importante (exceto as horas de aulas normais).
- As variáveis socioeconómicas têm, no entanto, contributos mais fracos em Portugal do que, em particular, nos países de alto desempenho. Isto deverá ser explicado pelo menor envolvimento dos pais na vida escolar dos seus filhos e um papel mais equalizador do sistema de ensino relativamente ao sucesso escolar das crianças provenientes de diferentes estratos sociais.
- Algumas das variáveis na função de produção educação para Portugal, nomeadamente, a localização das escolas e a sua natureza pública ou privada aparecem, uma vez controlando extensiva-

mente para o contexto familiar, com menor impacto do que em estudos anteriores.

- Não existe uma relação óbvia entre o nível e a dispersão do desempenho nos diferentes países, sendo níveis altos e baixos compatíveis com diferentes graus de dispersão.
- A desigualdade social é uma importante fonte de variabilidade no desempenho, principalmente nos países cujos sistemas educativos têm mecanismos de seleção precoce dos alunos. Esta característica também introduz uma diferenciação importante no desempenho entre as escolas, devido a efeitos de triagem dos alunos de acordo com o contexto familiar e as suas capacidades.
- Portugal tem uma grande dispersão nos indicadores do contexto familiar, mas, dado um gradiente socioeconómico mais plano, esta é relativamente menos transmitida aos resultados nos testes, cuja variância está próxima da média no conjunto dos países considerados.

BIBLIOGRAFIA

- Brunello, G. e Checchi, D. (2007). "Does school tracking affect equality of opportunity? New international evidence". *Economic Policy* October 2007, 781–861.
- Carneiro, P. (2006). "Equality of opportunity and educational achievement for Portugal." *Proceedings* of the 2006 Banco de Portugal Conference on Economic Development in Portugal. Banco de Portugal.
- Coleman, J., E. Campbell, C. Hobson, J. McPartland, A. Mood, F. Weinfeld e R. York (1966). *Equality of Educational Opportunity*. Washington, D.C.; U.S. Government Printing Office.
- Fuchs, T. e Woessmann, L. (2007). "What accounts for international differences in student performance? A reexamination using PISA data". *Empirical Economics* 32 (2/3), 433–464.
- Goldstein, H. (2010). Multilevel Statistical models (4th edition). Cichester, UK: Wiley.
- Hanushek, E. (1979). "Conceptual and empirical issues in the estimation of educational production functions". *Journal of Human Resources* 14 (3), 351-388.
- Hanushek, E. (1986). "The economics of schooling: Production and efficiency in public schools". *Journal of Economic Literature* 24 (3), 1141-1177.
- Hanushek, E., e L. Woessmann (2006). "Does educational tracking affect performance and inequality? Differences-in-differences evidence across countries". *Economic Journal* 116 (510), C63-C76.
- Hanushek E. e Woessmann, L., (2010). "The economics of international differences in educational achievement". NBER *Working Paper* n. 15949. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Jornal Público (2007). Ranking, exames do ensino básico e secundário. Suplemento à edição de 2 de novembro de 2007.
- Kalton, G. e Kasprzyk, D. (1982). "Imputing for missing survey responses". *Proceedings of the Survey Research Methods Section*. American Statistical Association.
- OECD (2009). *PISA Data Analysis Manual*. Paris: Organization for Economic Cooperation and Development.
- Pereira, M. C. e Moreira, S., (2007). "A stochastic frontier analysis of secondary education output in Portugal". Banco de Portugal *Working Paper* n. 6/2007.
- Pfeffermann, D., C. J. Skinner, D. J. Holmes, H. Goldstein, e J. Rasbash (1998). "Weighting for Unequal Selection Probabilities in Multilevel Models". *Journal of the Royal Statistical Society* Series B 60 (1), 23-40.
- Rabe-Hesketh, S., Skrondal A., e Pickles, A. (2004). *GLLAMM Manual*. Paper n. 160, U.C. Berkeley Division of Biostatistics Working Paper Series. Berkeley, CA: University of California Berkeley.
- Todd, P., e Wolphin, K. (2003). "On the specification and estimation of the production function for cognitive achievement". *The Economic Journal* 113 (485), F3-F33.
- Woessmann, L. (2003). "Schooling resources, Educational Institutions and Student Performance: the International Evidence". Oxford *Bulletin of Economics and Statistics*, 65 (2), 117-170.

ANEXO 1

Definição de algumas variáveis explicativas

<u>Riqueza</u> (base de dados do PISA). Índice calculado com base nas respostas dos alunos sobre a posse de bens duradouros, como televisões, carros ou telemóveis.

Recursos educativos em casa (calculado pelo autor). Índice calculado somando as variáveis binárias sobre a posse de: uma mesa para estudo, um lugar tranquilo para estudar, um computador para trabalhos escolares, *software* educativo, calculadora própria, livros que auxiliem nos trabalhos escolares e um dicionário.

Condição de imigrante (base de dados do PISA). Variáveis binárias para: estudantes não imigrantes - nascidos no país, bem como pelo menos um dos pais; estudantes imigrantes de segunda geração - nascidos no país, mas os pais nasceram fora do país; alunos imigrantes de primeira geração - nascidos fora do país.

Amplitude dos graus de escolaridade (calculado pelo autor). Calculado como a diferença entre o grau máximo e o grau mínimo em cada escola.

Concorrência de outras escolas (base de dados do PISA). Variável binária para as escolas que reportaram a existência de pelo menos uma outra escola na mesma área competindo pelos seus alunos.

<u>Autonomia na alocação de recursos</u> (base de dados do PISA). Índice calculado com base nas respostas da escola sobre a responsabilidade na gestão dos recursos, por exemplo, contratação, despedimento e remuneração dos professores, e na formulação do orçamento da escola.

<u>Autonomia de programas e avaliação</u> (base de dados do PISA). Índice calculado com base nas respostas da escola sobre quem tem a responsabilidade nos métodos de avaliação dos alunos, conteúdo dos programas e livros usados.

<u>Pressão dos pais</u> (base de dados do PISA). Variável binária para as escolas que reportaram a existência de pressão constante de muitos pais em relação aos padrões escolares.

<u>Autoconfiança em tarefas da internet</u> (base de dados do PISA). Índice calculado com base nas respostas dos alunos sobre a perícia com que estes executam tarefas como conversar em rede, descarregar arquivos ou música da *internet*, e enviar correio eletrónico.

<u>Tempo gasto na internet</u> e entretenimento (base de dados do PISA). Índice calculado com base nas respostas dos alunos sobre a frequência com que estes usam o computador para tarefas como navegar na internet, jogar, descarregar música, enviar correio eletrónico e conversar em rede.

Índice da situação económica, social e cultural (ESCS) (base de dados do PISA). Índice que resume as respostas sobre a posse de bens duradouros, bens culturais, recursos educativos em casa, o número de livros em casa, a escolaridade mais elevada dos pais e a ocupação mais elevada dos pais.

ANEXO 2

Imputação de dados

A imputação de dados foi realizada utilizando o método de *predicted regression imputation* (ver Kalton e Kasprzyk, 1982). As variáveis com valores em falta foram regredidas sobre um conjunto "fundamental" de regressores incluindo o grau de escolaridade, a idade, o género, a localização da escola e o país (estas regressões foram estimadas para o conjunto dos países). As observações para as quais pelo menos um destes regressores fundamentais não tinha valores não foram consideradas. De notar que as variáveis ao nível do aluno neste grupo têm poucas ou nenhumas observações em falta. A inclusão da localização da escola permite eliminar da amostra as escolas que preencheram o respetivo questionário de forma muito esparsa, com a maioria das variáveis - incluindo a localização - em falta.

No processo de imputação, distinguiu-se entre as variáveis do estudante e da escola. As primeiras foram imputadas através de regressões ao nível do aluno, estimadas por mínimos quadrados ponderados, no caso das variáveis contínuas, e regressão *probit* (ordenada) ponderada, no caso das variáveis ordinais e binárias. Quando a variável a imputar era contínua, os valores ajustados foram preenchidos para os dados em falta; quando a variável era ordinal ou binária, a categoria prevista foi preenchida. As variáveis escolares foram imputadas através de regressões ao nível da escola, com as variáveis do estudante definidas como médias por escola, estimadas pelas versões não ponderadas dos mesmos métodos.

Apenas uma pequena proporção das observações teve de ser imputada para cada variável: em média, cerca de 2 por cento da amostra utilizada. A extensão máxima de imputação foi de 7 por cento. A comparação das estatísticas descritivas antes e depois da imputação mostra alterações muito pequenas. No entanto, sem o procedimento de imputação, considerando as regressões da secção 3, cerca de 34 por cento das observações teriam sido perdidas.

A POUPANÇA DAS FAMÍLIAS EM PORTUGAL: EVIDÊNCIA MICRO E MÁCROECONÓMICA*

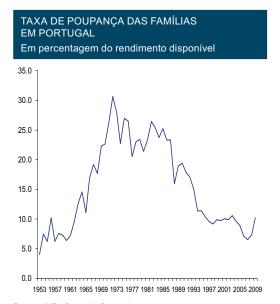
Nuno Alves**

Fátima Cardoso**

1. INTRODUÇÃO

A evolução da taxa de poupança das famílias tem atraído um interesse crescente no debate sobre as perspetivas da economia portuguesa. Este interesse é fundado na permanência de vários desequilíbrios macroeconómicos, em particular das elevadas necessidades de financiamento externo da economia. Adicionalmente, é bem conhecido que a taxa de poupança das famílias apresentou uma forte queda no período de convergência para a área do euro, situando-se posteriormente em níveis relativamente baixos no quadro europeu, ascendendo a cerca de 10 por cento do rendimento disponível em 2009 (Gráficos 1 e 2). No entanto, apesar da importância da evolução da poupança das famílias — bem como dos restantes setores institucionais - a literatura aplicada ao caso português neste âmbito é ainda bastante escassa.

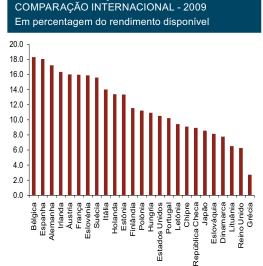
Gráfico 1



Fontes: INE e Banco de Portugal.

Notas: Antes de 1995 os dados têm por base as séries longas do Banco de Portugal; após 1995 têm por base as contas nacionais do INE. A poupança não está ajustada pela participação das famílias nos fundos de pensões.

Gráfico 2



TAXA DE POUPANÇA DAS FAMÍLIAS:

Fonte: AMECO.

Os autores agradecem os comentários, esclarecimentos e sugestões de Mário Centeno, Ricardo Félix, Ana Cristina Leal, José Ferreira Machado e Carlos Robalo Marques. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade dos autores, 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, Departamento de Estudos Económicos.

O presente artigo visa contribuir para o debate sobre a evolução da taxa de poupança das famílias em Portugal. Uma das novidades do artigo é a apresentação conjunta de evidência micro e macroeconómica. Estas duas dimensões são claramente complementares, dado que as decisões individuais nem sempre são consistentes com os efeitos agregados ao nível da economia como um todo. Um bom exemplo destes efeitos de composição é o chamado "paradoxo da poupança", popularizado por Keynes (em que as famílias decidem individualmente aumentar a sua poupança mas, dado o impacto contracionista destas decisões sobre a procura e o rendimento disponível, a poupança acaba por diminuir em termos agregados). Deste modo, serão analisadas não só as decisões de poupança das famílias a um nível microeconómico, mas também a evolução temporal da taxa de poupança a um nível agregado.

Uma análise aturada do comportamento da poupança das famílias implica a conjugação de um vasto leque de decisões inter-relacionadas e com uma natureza inter-temporal. Deste modo, não surpreende que o estudo da poupança exija a combinação de várias áreas da economia, como sejam o crescimento económico, a oferta de trabalho, a política governamental ou as decisões de consumo. Esta complexidade — num quadro de referência teórico que exige adicionalmente a inclusão de questões como a incerteza e o risco — justifica alguma contenção na interpretação teórica dos resultados empíricos apresentados no presente artigo e representa uma oportunidade em aberto para investigações futuras.

O artigo encontra-se estruturado da seguinte forma. Na secção 2 procura-se caracterizar as decisões de poupança das famílias em Portugal, com base numa amostra seccional referente a 2005/06. Na secção 3, a evolução da taxa de poupança agregada das famílias é modelada para o período 1985-2009, com base numa regressão de séries temporais. A secção 4 apresenta as principais conclusões.

2. QUEM POUPA EM PORTUGAL?

A análise das decisões de poupança das famílias¹ a um nível microeconómico é um elemento tipicamente ausente dos estudos sobre a taxa de poupança em Portugal. A presente secção contribui para colmatar esta lacuna, visando caracterizar a heterogeneidade presente no comportamento da poupança das famílias em Portugal. Esta caracterização é potencialmente importante não só para interpretar alguns desenvolvimentos observados a nível macroeconómico, mas também na definição de políticas que pretendam intervir sobre as decisões de poupança das famílias (ver Kotlikoff, 1989). Esta secção começa por apresentar as bases de dados utilizadas na análise (subsecção 2.1). Em seguida, explora-se alguma evidência sobre a distribuição da poupança em Portugal e sobre a evolução da poupança ao longo do ciclo de vida dos agentes (subsecções 2.2 e 2.3). Finalmente, apresenta-se uma análise multivariada dos fatores que se encontram associados às decisões de poupança a um nível microeconómico (subsecção 2.4).

⁽¹⁾ Neste artigo, a referência a particulares e famílias será utilizada indistintamente, correspondendo, no caso desta secção, às famílias propriamente ditas, e na secção 3 a um conceito mais lato, abarcando, para além das famílias, as Instituições sem Fins Lucrativos ao Serviço das Famílias. Em todo o artigo, os dados da variável poupança (e, consequentemente, das taxas de poupança) são baseados no conceito de poupança bruta.

2.1. Descrição dos dados e questões conceptuais

A análise baseia-se no último Inquérito às Despesas das Famílias (IDEF), realizado pelo Instituto Nacional de Estatística (INE) em 2005/06². 10403 agregados familiares participaram neste inquérito. A poupança de cada agregado familiar foi definida como a diferença entre o rendimento total e a despesa total³. Estas variáveis incluem componentes não monetárias, nomeadamente a auto-locação (autoavaliação do valor hipotético da renda de casa pelos agregados familiares que sejam proprietários), o auto-consumo, o autoabastecimento ou os recebimentos em géneros. O rendimento inclui as transferências sociais e é líquido de impostos sobre o rendimento e das contribuições para regimes de proteção social. Os inquéritos fornecem igualmente ponderadores por agregado familiar que permitem extrapolar os resultados para o conjunto da população (INE, 2008). Estes ponderadores foram utilizados em todos os cálculos efetuados.

Os estudos sobre a poupança a um nível microeconómico confrontam-se inevitavelmente com a qualidade dos dados utilizados. No caso do IDEF, a taxa de poupança é claramente superior à taxa de poupança calculada nas Contas Nacionais do INE. Esta conclusão é consistente com a obtida em inúmeros estudos a nível internacional (ver por exemplo Moreno-Badía, 2006). De facto, a taxa de poupança média (ponderada) calculada com base no IDEF 2005/06 ascende a cerca de 20 por cento, enquanto a taxa de poupança oficial se situava em 8.9 por cento em 2005 e 7.1 por cento em 2006. Esta discrepância impõe duas observações. Em primeiro lugar, é conhecido que tanto o rendimento como a despesa são calculados com significativos erros de medida nos inquéritos às famílias. Tipicamente, tanto o rendimento como a despesa são sub-reportados. Estes erros transmitem-se diretamente à estimativa da poupança. No entanto, importa notar que a evidência microeconómica não será significativamente afetada pela existência destes erros de medida no caso de estes não diferirem sistematicamente entre os vários segmentos da população. Em segundo lugar, existem diferenças metodológicas significativas entre as estatísticas oficiais de contas nacionais e o cálculo da poupança baseado no IDEF. Um exemplo relevante prende-se com os encargos com juros pagos pelas famílias, que não se encontram disponíveis no IDEF. De acordo com as Contas Nacionais, estes encargos ascendiam a cerca de 6 por cento do rendimento disponível em 2005 e a cerca de 7 por cento em 2006.

2.2. Alguns factos sobre a distribuição da poupança em Portugal

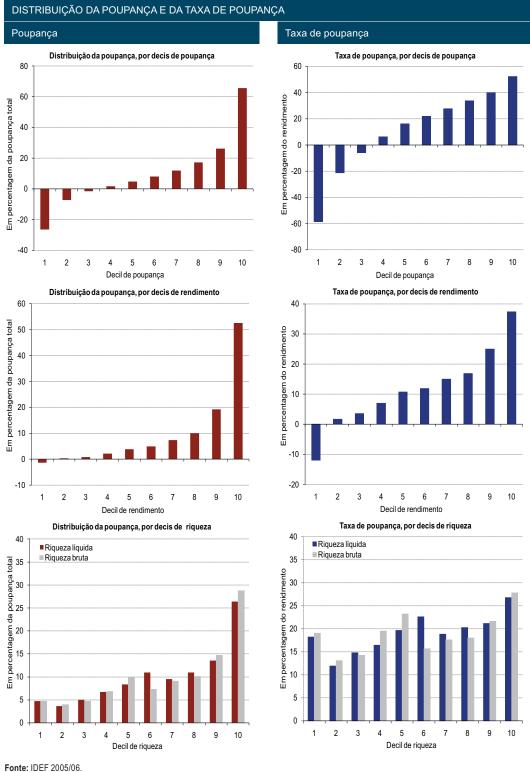
O Gráfico 3 caracteriza a distribuição da poupança e da taxa de poupança das famílias em Portugal, de acordo com os decis de poupança, com os decis de rendimento e com os decis de riqueza líquida⁴. O gráfico permite evidenciar algumas características importantes da distribuição da poupança das famílias em Portugal. Em primeiro lugar, existe uma elevada desigualdade na distribui-

⁽²⁾ Para uma apresentação detalhada do questionário e do desenho da amostra do IDEF 2005/06, ver INE (2008).

⁽³⁾ Os dados do inquérito não permitem identificar os rendimentos de cada indivíduo que compõe o agregado familiar. Adicionalmente, é de notar que enquanto as despesas das familias se referem ao principal ano do inquérito (2006), os agregados de rendimento referem-se ao ano precedente (2005). O cálculo da poupança incorpora assim, em média, um ligeiro enviesamento em baixa, mas que não deverá afetar de forma significativa os resultados reportados.

⁽⁴⁾ A medida de riqueza líquida foi calculada com o mais recente Inquérito à Riqueza e Património das famílias (IPEF), realizado pelo INE e pelo Banco de Portugal no último trimestre de 2006 e no primeiro trimestre de 2007. A amostra de indivíduos do IPEF é uma sub-amostra do IDEF 2005/06, sendo composta por cerca de 8500 agregados familiares. Para uma apresentação detalhada das características do IPEF, ver Farinha (2008).

Gráfico 3



ção da poupança. Mais de 90 por cento do total da poupança é gerada por apenas 20 por cento das famílias (o decil das famílias com níveis superiores de poupança é responsável por cerca de dois terços do total da poupança). Por seu turno, existem muitas famílias que reportam níveis negativos de poupança. De facto, os três primeiros decis da distribuição de poupança apresentam uma taxa de poupança média negativa. É interessante contrastar este resultado com as respostas ao Inquérito à Literacia Financeira da População Portuguesa (Banco de Portugal, 2010), em que cerca de metade dos entrevistados afirmaram não fazer poupanças.

Em segundo lugar, o gráfico permite concluir que a maior parte da poupança é realizada pelas famílias com maiores níveis de rendimento ou de riqueza (líquida ou bruta). Em termos da distribuição por decis de rendimento, é possível concluir que os dois decis da população com maiores rendimentos são responsáveis por cerca de 70 por cento do total da poupança (este valor poderá estar enviesado em alta dada a existência de erros de medição). No caso da distribuição da riqueza, a assimetria na distribuição da poupança é menor, observando-se que os dois decis da população com maior riqueza representam cerca de 40 por cento do total da poupança.

Em terceiro lugar, é interessante notar que as conclusões obtidas em termos do nível de poupança encontram uma correspondência com os resultados para a taxa de poupança. Em particular, a taxa de poupança é crescente no rendimento e na riqueza das famílias. O facto de a taxa de poupança ser crescente com o nível de riqueza contraria os modelos em que a poupança é simplesmente proporcional ao rendimento permanente. Este resultado está em linha com o obtido em Dynan *et al.* (2004) para os EUA. Note-se, contudo, que a dispersão da taxa de poupança é claramente maior entre os vários decis da distribuição do rendimento em comparação com os decis da distribuição da riqueza.

2.3. O comportamento da taxa de poupança ao longo do ciclo de vida

A teoria que estrutura a análise do comportamento da taxa de poupança é a teoria do ciclo de vida, inicialmente proposta por Modigliani e Brumberg (1954). Este quadro conceptual serviu de base a numerosos desenvolvimentos subsequentes, nomeadamente com a introdução de incerteza, de restrições de liquidez e de transferências inter-geracionais (Attanasio e Weber, 2010). Em termos gerais, a teoria sugere que os indivíduos alisam as decisões de consumo ao longo da vida e face a choques não antevistos e temporários que afetam o seu rendimento corrente e futuro. Deste modo, os indivíduos tendem a poupar menos quando os seus rendimentos são mais baixos – incluindo o início da vida ativa, períodos de desemprego ou o período de reforma – e quando as suas necessidades de despesa são mais elevadas – nomeadamente no caso de nascimento de filhos ou de aquisição de bens duradouros (Blundell, 2010).

Infelizmente, a informação do IDEF, dada a sua natureza seccional – centrada num único momento do tempo – não permite testar a validade da teoria do ciclo de vida para o caso português. O problema em observar apenas dados microeconómicos relativos a um determinado ano é que as decisões de poupança dos indivíduos nos vários escalões etários resultam da sequência de choques

que enfrentaram no passado, das expectativas quanto ao rendimento futuro em cada momento do tempo, e das respetivas preferências, que podem não ser comparáveis entre gerações. Não é possível, assim, aferir a validade da teoria observando apenas o comportamento de equilíbrio num determinado momento temporal. De facto, o teste da teoria exigiria idealmente uma base de dados de painel, em que os agregados familiares fossem acompanhados ao longo de um período relativamente longo. Em alternativa, a análise poderia ser desenvolvida com base numa sequência de inquéritos representativos de natureza seccional, mas suficientemente representativos que permitissem a construção de *cohorts* sintéticos para vários momentos do tempo (ver Browning e Crossley, 2001)⁵.

Não obstante, é interessante – de um ponto de vista descritivo – observar os padrões de rendimento, despesa e poupança para os agregados familiares em Portugal, de acordo com os escalões etários do representante dos agregados⁶. Esta evidência é reportada no Gráfico 4a. O gráfico permite concluir que o rendimento das famílias segue um perfil em forma de bossa ao longo do gradiente etário, com o maior rendimento familiar a ser registado para os escalões entre os 45 e os 54 anos. Particularmente evidente é a queda de rendimento observada na idade de reforma. A despesa familiar segue globalmente o mesmo perfil do rendimento, embora ligeiramente mais alisado. Deste modo, a poupança aumenta até ao escalão etário de 55 a 64 anos, e diminui posteriormente, embora se situe permanentemente em níveis positivos.

Apesar de não permitir aferir diretamente o comportamento de poupança dos indivíduos ao longo do seu ciclo de vida, o gráfico evidencia dois elementos habitualmente apresentados como contraditórios com a teoria do ciclo de vida. O primeiro elemento refere-se à queda na despesa observada nos escalões etários mais elevados, que contraria o perfil alisado previsto na teoria. A literatura salienta que este comportamento se encontra associado a despesas que deixam de ser realizadas na idade de reforma (sendo exemplos proeminentes as despesas em transporte para o local de trabalho e as despesas em restauração), bem como ao facto de os indivíduos tenderem a não poupar o suficiente para a fase não ativa do seu ciclo de vida, o que exige – no momento da reforma – uma revisão permanente em baixa do nível de consumo (Browning e Crossley, 2001). O facto de a taxa de poupança continuar a ser positiva até ao final do ciclo de vida é habitualmente justificado na literatura com base em motivos de precaução – relacionados por exemplo com a possibilidade de ocorrerem despesas de saúde inesperadas – ou com o desejo de deixar heranças aos descendentes⁷.

O segundo elemento aparentemente conflituante com a teoria do ciclo de vida decorre do forte comovimento entre consumo e rendimento nos escalões etários ao longo da vida ativa. Este facto parece contrariar a capacidade dos indivíduos alisarem o nível de despesa prevista na teoria. No

⁽⁵⁾ A conjugação das anteriores vagas dos Inquéritos aos Orçamentos Familiares (1994/95 e 2000) com o IDEF 2005/06 poderá constituir um ponto de partida para esta análise, mas encontra-se para além dos objetivos do presente trabalho.

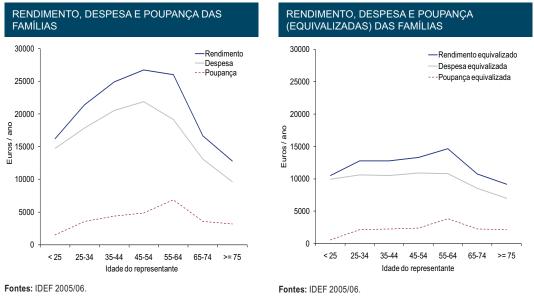
⁽⁶⁾ No IDEF, o representante dos agregados é tipicamente o cônjuge masculino e com maior nível educacional.

⁽⁷⁾ De acordo com Jappelli e Modigliani (2003), a poupança na idade da reforma é na verdade negativa, se for corretamente medida. Em particular, os descontos para fundos de pensões deveriam ser contabilizados como poupança no momento em que são realizados. Desta forma, as pensões recebidas na idade da reforma deveriam ser entendidas como uma diminuição da riqueza acumulada anteriormente e não como parte do rendimento

entanto, como salientado por vários autores, esta evidência deve ser qualificada com as alterações na composição dos agregados familiares observadas ao longo do ciclo de vida (Attanasio e Weber, 2010). De facto, o perfil em forma de bossa da despesa desaparece quando re-escalamos o rendimento e a despesa com a escala de equivalência modificada da OCDE – que atribui um peso de 1.0 ao primeiro adulto do agregado familiar, 0.5 aos restantes adultos e 0.3 a cada criança (ver Gráfico 4b).

Deste modo, os dados constantes do IDEF 2005/06 surgem globalmente consistentes com várias dimensões importantes previstas na teoria do ciclo de vida.

Gráfico 4 a Gráfico 4 b



2.4. Alguma evidência multivariada

Com o objetivo de conhecer mais aprofundadamente alguns fatores associados à decisão de poupança das famílias em Portugal, estimaram-se várias regressões que visam explorar a riqueza de informação microeconómica constante do IDEF 2005/06. De molde a analisar a informação relativa aos segmentos de famílias que mais contribuem para a poupança em Portugal – ou seja, as famílias nos percentis mais elevados da distribuição de poupança – recorreu-se à estimação de regressões de quantis. Nestas regressões, a variável explicada corresponde ao nível de poupança – ou à taxa de poupança – do agregado familiar e as variáveis explicativas são as características geográficas do alojamento (região em que reside o agregado familiar e grau de urbanização do local do alojamento), algumas características do representante do agregado familiar (idade, condição perante o trabalho e propriedade da habitação em que reside), bem como algumas características do agregado familiar (dimensão da família, número de membros que exercem uma profissão para além do representante, existência de um cônjuge no agregado e nível de educação do representante).

O Quadro 1 apresenta os resultados das regressões para os percentis 50 e 90, bem como para a

Quadro 1

REGRESSÕES DE MÍNIMOS QUADRADOS E DE QUANTIS (PERCENTIS 50 E 90) Variável dependente: poupança (euros/ano) e taxa de poupança (em percentagem)

	Poupança			Taxa de poupança		
Média e Percentis 50 e 90	Média	p(50)	p(90)	Média	p(50)	p(90)
Idade do representante (face ao escalão etário entre 25	e 34 anos)					
Menos de 25	-863.9	52.2	2528.2	-14.433	-6.119	-6.697
	(1461.4)	(818.8)	(1889.7)	(5.201)	(7.218)	(5.036)
35-44	1393.0	836.0	1212.0	0.363	0.616	-1.608
	(488.4)	(284.6)	(686.3)	(1.738)	(2.497)	(1.837)
45-54	2695.4	1084.4	4039.1	-3.408	-0.922	0.855
	(513.2)	(285.3)	(698.5)	(1.826)	(2.504)	(1.815)
55-64	5808.3	1835.5	8042.9	-0.448	2.720	6.195
	(558.5)	(309.7)	(800.2)	(1.988)	(2.715)	(2.004)
65-74	4983.4	2001.3	5985.9	2.713	6.139	5.655
	(695.4)	(367.5)	(1034.0)	(2.475)	(3.226)	(2.371)
Igual ou mais de 75	5450.1	2146.3	5552.7	8.301	10.567	6.505
	(757.2)	(394.3)	(1080.5)	(2.695)	(3.464)	(2.486)
Educação do representante (face ao caso de 0 anos de e	escolaridade co	ompleta)				
4 anos de educação	-265.2	64.9	1342.4	-4.029	-3.572	-4.980
	(448.6)	(212.8)	(578.1)	(1.597)	(1.869)	(1.437)
6 anos de educação	973.6	772.2	3623.9	-3.617	-1.994	-4.797
	(569.0)	(284.1)	(768.9)	(2.025)	(2.495)	(1.877
9 anos de educação	1483.0	1194.7	5040.1	-5.550	-0.521	-2.287
	(578.9)	(290.2)	(783.6)	(2.060)	(2.549)	(1.905
12 anos de educação	4339.3	2912.5	8764.9	0.681	2.903	-1.575
	(609.5)	(314.7)	(835.3)	(2.169)	(2.764)	(2.062
≥ 15 anos de educação	12182.9	8844.7	25374.0	9.573	9.241	5.245
	(592.0)	(306.7)	(815.1)	(2.107)	(2.693)	(2.060
Condição perante o trabalho do representante (face a un	n representante	e que traba	lha)			
Desempregado	-2870.6	-1949.5	-2492.1	-5.780	-7.573	-0.433
	(563.6)	(307.7)	(738.2)	(2.006)	(2.702)	(1.871
Reformado	-568.7	384.8	-639.6	2.765	1.444	0.182
	(479.4)	(236.9)	(703.3)	(1.706)	(2.076)	(1.537
Outro não trabalhador	-1561.9	-1350.7	-315.3	-8.980	-7.038	0.204
	(598.4)	(304.9)	(782.0)	(2.130)	(2.673)	(1.976
Nº membros que trabalham (além do representante)	2132.6	2565.0	2965.5	8.327	8.812	3.246
	(219.6)	(115.1)	(280.5)	(0.782)	(1.008)	(0.714
Dimensão do agregado familiar	-103.7	-282.9	930.2	-2.731	-3.136	-0.410
	(146.8)	(76.8)	(186.4)	(0.522)	(0.676)	(0.475
Famílias com cônjuge/companheiro	1899.9	969.4	988.5	3.091	4.331	-0.582
	(337.9)	(174.1)	(452.1)	(1.202)	(1.532)	(1.140
Proprietário da habitação	1226.5	1291.1	2134.1	8.918	5.360	1.220
•	(303.6)	(161.2)	(395.8)	(1.081)	(1.413)	(1.011
Constante	-5808.3	-2076.5	-4124.5	3.353	10.788	49.650
Constante	(795.8)	(415.8)	(1179.1)	(2.832)	(3.650)	(2.766
Número de observações	10403	10403	10403	10403	10403	10403
Pseudo R2	0.127	0.076	0.254	0.042	0.031	0.031

Notas: Desvios-padrão entre parênteses. Observações ponderadas com pesos amostrais.

média. Os coeficientes estimados medem o impacto de cada variável sobre a média ou os percentis da distribuição (condicional) da poupança (ou da taxa de poupança). O confronto entre os resultados obtidos com as regressões de mínimos quadrados e as regressões de quantis evidencia a importância dos percentis mais elevados na determinação dos resultados de mínimos quadrados⁸.

Em seguida, salientar-se-ão alguns dos principais resultados evidenciados no quadro 1, por ordem de apresentação das variáveis. O primeiro conjunto de variáveis avalia o impacto da idade do representante. Os resultados evidenciam que a poupança das famílias aumenta ao longo do ciclo de vida, atingindo um máximo antes da idade da reforma. Este facto é visível tanto na média como nos dois percentis apresentados. Deste modo, os perfis não condicionais apresentados nos Gráficos 4a e 4b são robustos à estimação condicional num conjunto alargado de variáveis adicionais.

Relativamente ao papel da educação do representante do agregado familiar, os resultados revelam que existe uma relação monotónica positiva entre o nível de educação e a poupança em Portugal. Esta relação é particularmente marcada nos percentis mais elevados da distribuição da poupança. Esta conclusão encontra-se diretamente relacionada com os elevados retornos da educação em Portugal, que determinam uma forte relação entre nível educacional e rendimento gerado ao nível do agregado familiar (ver Alves *et al.*, 2010).

As variáveis seguintes pretendem aferir o impacto no nível de poupança (taxa de poupança) da condição perante o trabalho do representante. Este impacto é um dos mais robustos e consistentes nas várias regressões estimadas. Em particular, as famílias em que o representante se encontrava desempregado apresentavam uma poupança significativamente inferior à observada naquelas em que o representante trabalhava. Em termos do nível de poupança, a magnitude do impacto não é significativamente diferente ao longo da metade superior da distribuição da poupança. Por seu turno, a relação negativa entre o desemprego e a taxa de poupança deixa de ser significativamente diferente de zero para os percentis mais elevados da respetiva distribuição. No que se refere às famílias em que o representante se encontrava numa situação de reforma, a sua poupança não diferia significativamente da registada nos agregados com representantes ativos. Este resultado deverá estar associado ao facto de, com as regras em vigor do sistema fiscal e do sistema de segurança social em 2005/06, a entrada no período de reforma não implicar uma redução significativa no rendimento líquido dos indivíduos. Finalmente, a presença de um membro adicional no agregado familiar a exercer uma profissão aumenta significativamente, quer o nível, quer a taxa de poupança dos agregados familiares.

O Quadro 1 apresenta seguidamente os coeficientes relativos a algumas características do agregado familiar. É interessante notar que a dimensão do agregado familiar não afeta significativamente quer o nível (exceto na aba direita da distribuição) quer a taxa de poupança. Deste modo, conclui-se que a determinação da poupança das famílias surge influenciada não tanto pela sua dimensão, mas

⁽⁸⁾ Note-se que os coeficientes das variáveis para os menores percentis da distribuição da poupança, embora mantenham tipicamente o mesmo sinal dos obtidos para os percentis mais elevados, são em geral não significativos.

⁽⁹⁾ As regressões incluíram também variáveis sobre a localização do alojamento. Neste âmbito, refira-se que as regiões que apresentam os níveis mais elevados de poupança – após controlo do impacto das restantes variáveis – são os Açores e a Madeira. As regiões com os níveis mais baixos de poupança são o Norte e o Centro.

pela sua capacidade de geração de rendimento, que resulta essencialmente do nível educacional e do grau de participação no mercado de trabalho. Curiosamente, a presença de um cônjuge no agregado familiar influencia significativamente a poupança das famílias, mesmo controlando o impacto de todas as outras variáveis explicativas. Este efeito é particularmente relevante para os percentis mais baixos da distribuição da poupança. Este resultado deverá estar relacionado não apenas com mecanismos de seguro existentes no seio familiar mas também à existência de várias economias de escala que não estão captadas na análise¹⁰.

Finalmente, o facto de os agregados familiares serem proprietários da habitação onde vivem está associado a um maior nível de poupança, de forma mais acentuada para os percentis mais elevados da distribuição da poupança. Este facto estará associado ao papel da riqueza. De facto, uma especificação alternativa — para a sub-amostra constante do Inquérito ao Património e Endividamento das Famílias — em que se inclui como variável explicativa adicional a riqueza (bruta ou líquida) permite concluir que os agregados familiares com maior riqueza apresentam maiores níveis de poupança. Note-se, contudo, que esta relação poderá refletir alguma endogeneidade, dado que as famílias com maiores taxas de poupança ao longo do seu ciclo de vida tenderão a apresentar níveis de riqueza mais elevados, tudo o resto constante.

A evidência apresentada nesta secção pode ser importante não só na caracterização microeconómica das decisões de poupança dos agregados familiares, mas também na identificação dos segmentos da população mais afetados por políticas que visam afetar estas decisões. No entanto, a extrapolação das decisões a nível individual para o nível macroeconómico é particularmente complexa. A relação entre o desemprego e a poupança é bem ilustrativo desta dificuldade. De facto, a evidência microeconómica sugere indiscutivelmente que uma experiência de desemprego tende a diminuir a taxa de poupança dos respetivos agregados familiares. No entanto, os choques que determinam o aumento do desemprego – por exemplo um aumento da incerteza a nível agregado – podem ser geradores de um aumento da poupança a um nível macroeconómico. Esta complexidade justifica a segmentação tipicamente existente na literatura entre as abordagens micro e macroeconómica. Neste artigo, não será igualmente possível evitar esta segmentação, que surge reforçada pelo facto de a evidência microeconómica acima apresentada se centrar num único ano, enquanto a evidência macroeconómica apresentada na secção seguinte se reporta ao período desde a adesão de Portugal à Comunidade Europeia.

3. UMA MODELAÇÃO DO COMPORTAMENTO DA TAXA DE POUPANÇA NO PERÍODO 1985-2009

A secção anterior permitiu identificar um conjunto de factos estilizados sobre a distribuição da poupança em Portugal, de acordo com as características dos agregados familiares incluídos no IDEF e no IPEF. A natureza *cross-section* daquelas bases de dados não permite, no entanto, analisar os principais fatores subjacentes ao comportamento da taxa de poupança em Portugal ao longo do

⁽¹⁰⁾ Não obstante, importa notar que, mesmo utilizando como variável explicada o nível de poupança re-escalado com a taxa de equivalência modificada da OCDE, nenhum dos resultados acima descritos se alteraria.

tempo. Nesta secção pretende-se assim explorar a relação intertemporal entre a taxa de poupança e um conjunto de agregados macroeconómicos. Esta relação será quantificada através de um modelo com mecanismo corretor do erro, que permitirá identificar um conjunto de regularidades empíricas no comportamento da taxa de poupança. Começa-se por sintetizar o tipo de relação habitualmente esperada entre a taxa de poupança e um conjunto de variáveis potencialmente explicativas do seu comportamento (subsecção 3.1). Seguidamente apresentam-se os resultados da estimação do modelo temporal para a economia portuguesa (subsecção 3.2).

A estimação de uma equação para a taxa de poupança em Portugal depara-se com o desafio de garantir simultaneamente um período amostral longo e a ausência de mudanças de regime substanciais. Neste contexto, a relação foi estimada com dados anuais para o período de integração de Portugal na Comunidade Europeia. De facto, em meados da década de 80, iniciou-se o processo de liberalização financeira em Portugal, com um aumento da concorrência nos mercados financeiros, associado a uma maior inovação e a um acesso das famílias a novos produtos financeiros (ver DEE, 2009). A liberalização do setor financeiro e a maior estabilidade nominal traduziram-se num acesso mais alargado ao crédito por parte das famílias, implicando uma redução das restrições de liquidez para alguns agentes (ver Castro, 2006). A transição para um sistema financeiro liberalizado terá assim alterado os fatores que determinam as decisões de poupança das famílias. Esta mudança de regime justifica assim a exclusão da estimação do período anterior à integração na CEE.

3.1. Fatores explicativos da evolução da taxa de poupança

Dada a variedade e extensão dos fatores identificados na literatura como estando potencialmente associados à evolução da taxa de poupança, a determinação das variáveis a incluir nas relações de longo e curto prazo resulta habitualmente de um estudo das respetivas propriedades empíricas. As variáveis que se revelaram mais robustas na explicação da evolução da taxa de poupança em Portugal foram a taxa de juro nominal (ou, em alternativa, a taxa de inflação), o saldo governamental, a taxa de crescimento do PIB e a riqueza total em percentagem do rendimento disponível. A literatura teórica e empírica identifica vários canais de transmissão entre estas variáveis e a taxa de poupança, que importa sumariar antes de apresentar os resultados da estimação para o caso português.

Inflação

A inflação é um fator importante na evolução da taxa de poupança, existindo geralmente uma relação de sinal positivo entre as duas variáveis. Este facto estilizado surge de forma robusta e consistente em estudos que avaliam a evolução da poupança em diferentes países e em diferentes períodos amostrais. Existem essencialmente dois canais que justificam aquela relação. Por um lado, períodos de elevada inflação refletem geralmente maior incerteza, tendendo a aumentar a poupança por motivo de precaução. Por outro lado, uma inflação mais elevada tende a erodir o valor da riqueza financeira das famílias, o que promove um aumento da poupança das famílias de forma a compensar este efeito (veja-se Berry *et al.*, 2009). Da mesma forma, do lado dos passivos (empréstimos) a existência de inflação elevada obriga as famílias ao pagamento de um serviço de

dívida mais elevado, o que constitui uma poupança forçada, sugerindo também uma relação no mesmo sentido.

A relação entre a taxa de inflação e a taxa de poupança em Portugal encontra-se claramente traduzida no Gráfico 5. Pelo facto de a inflação ser um fenómeno relevante na análise da evolução da taxa de poupança (em particular no longo prazo), alguns autores calculam uma taxa de poupança corrigida da inflação, em que a poupança é expurgada do efeito de erosão na riqueza das famílias. Tal como apresentado no Gráfico 6, a taxa de poupança corrigida apresenta-se bastante mais estável que a taxa não corrigida desde o início da década de 90.

Gráfico 5

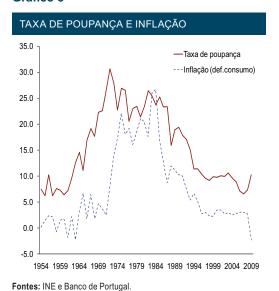


Gráfico 6



Fontes: INE e Banco de Portugal.

Notas: Taxa de poupança não ajustada pela participação das famílias nos fundos de pensões. As taxas de poupança corrigida e não corrigida da inflação encontram-se em percentagem do respetivo rendimento disponível. A inflação está definida como a taxa de variação anual do deflator do consumo privado.

Taxa de juro real

Um aumento das taxas de juro reais aumenta o custo de oportunidade do consumo atual face ao consumo futuro, pelo que as famílias tenderão a adiar despesas de consumo, aumentando a taxa de poupança (efeito substituição). Contudo, o efeito de aumento do rendimento futuro associado à maior remuneração das poupanças acumuladas poderá levar a um aumento do consumo atual (efeito rendimento). O sinal da relação entre a taxa de poupança e a taxa de juro real dependerá da importância relativa destes dois efeitos de sinal contrário, que estão em particular dependentes da posição financeira líquida dos particulares. Empiricamente, os resultados na literatura apontam para uma relação ambígua e/ou não significativa entre a taxa de juro real e a taxa de poupança.

Na aplicação empírica para Portugal, será utilizada uma taxa de juro nominal, que abarca o efeito conjunto da taxa de juro real e da taxa de inflação. Pelo exposto acima, o sinal esperado da relação entre a taxa de juro nominal e a taxa de poupança será positivo. Acresce que a taxa de juro nominal

poderá captar a evolução das condições de acesso ao crédito. Por exemplo, uma descida da taxa de juro nominal – ou um aumento da intermediação financeira – diminui o número de famílias com restrições de liquidez e aumenta a possibilidade de alisamento das decisões de consumo, o que diminui, em termos agregados, a poupança por motivos de precaução.

Política orçamental

As decisões de poupança e consumo das famílias são influenciadas pelas decisões dos outros agentes económicos, em particular das administrações públicas. A teoria económica sugere uma relação negativa entre o saldo orçamental das administrações públicas e a taxa de poupança das famílias. Deste modo, uma diminuição do saldo orçamental, designadamente associado a uma diminuição de impostos ou a um aumento de despesas com as famílias (subsídios da segurança social, despesas de saúde e de educação, ...) tende a refletir-se num aumento da taxa de poupança. Por um lado, tende a existir alguma substituição entre despesa pública e privada. Por outro lado, se o desequilíbrio das contas públicas aumentar de forma significativa, as famílias tenderão a aumentar, ainda que parcialmente, as suas poupanças, antecipando a eventual necessidade de aumentos futuros de impostos (argumento que encontra uma versão extrema no teorema da equivalência Ricardiana). Note-se ainda que o grau de substituição entre poupança das famílias e poupança pública dependerá adicionalmente da fração de famílias com restrições de liquidez.

Taxa de variação do PIB

A existência de uma relação positiva entre a taxa de poupança e o crescimento económico tem sido profusamente documentada em termos empíricos¹¹. De acordo com a teoria do ciclo de vida/rendimento permanente, o consumo das famílias tenderá a ser alisado em função do seu rendimento permanente, isto é, o rendimento que em média esperam receber ao longo do ciclo de vida. Desta forma, flutuações inesperadas e temporárias no rendimento disponível tenderão a manifestar-se em flutuações no mesmo sentido da poupança. Este argumento aponta assim para um comportamento pró-cíclico da taxa de poupança. Adicionalmente, mesmo que as famílias tenham a perceção que o seu rendimento permanente se alterou, o seu ajustamento no consumo deverá ser gradual – por via da existência de hábitos nas decisões de consumo – pelo que a relação entre taxa de poupança e rendimento tenderá a ser positiva mesmo neste caso. Carroll *et al.* (2000) apresentam um modelo teórico, com hábitos no consumo, compatível com uma relação positiva entre o crescimento do PIB e a taxa de poupança.

Riqueza

Sendo a riqueza uma potencial fonte de poder de compra presente ou futuro, aumentos significativos e considerados não temporários no seu valor (em particular resultantes de uma valorização nos preços dos ativos) podem ser equiparados pelas famílias a aumentos no seu rendimento per-

⁽¹¹⁾ O debate na literatura centra-se tipicamente no sentido da causalidade entre a poupança e o crescimento económico, sendo que a conclusão habitual estabelece a existência de canais de causalidade nos dois sentidos.

manente, com impacto positivo nos níveis de consumo (e negativo na poupança). Em contrapartida, perdas de valor da riqueza resultantes de uma desvalorização dos seus ativos poderão motivar um aumento da poupança com vista à reposição dos valores de riqueza. Espera-se, assim, que variações significativas na riqueza se reflitam em variações de sentido contrário na taxa de poupança. Nesta secção utiliza-se um conceito de riqueza líquida, ou seja, a riqueza total deduzida do endividamento. Importa referir que a relação entre o endividamento e a poupança é ambígua, dependendo, nomeadamente, do tipo de endividamento, do grau de restrições de liquidez dos agentes e do momento no ciclo de vida em que se gera o endividamento.

Outros fatores explicativos

A literatura identifica um conjunto extenso de variáveis adicionais que poderão influenciar a taxa de poupança, tais como a estrutura etária das famílias, o peso da população em idade ativa ou o grau de incerteza na economia¹². Estas variáveis não foram incluídas na estimação por apresentarem resultados inverosímeis - caso do peso dos indivíduos com mais de 65 anos, que consegue captar em larga medida a evolução da taxa de poupança, dada a correlação fortemente negativa entre as duas variáveis nos últimos 25 anos - ou por serem não significativas - caso das *proxies* para a evolução da incerteza, tal como a volatilidade dos índices acionistas.

3.2. Resultados da estimação do modelo

A equação de longo prazo estimada para a taxa de poupança dos particulares tem a seguinte forma:

$$TxPoup_{t} = \alpha_{0} + \alpha_{1} txjur_{t} + \alpha_{2} SGov_{t} + \alpha_{3} PIBtvr_{t} + \varepsilon_{t}$$
(1)

onde TxPoup é a taxa de poupança dos particulares (em percentagem do rendimento disponível), txjur é uma taxa representativa dos depósitos a prazo (medida em termos de média anual)¹³, SGov é o saldo orçamental excluindo medidas temporárias (em percentagem do PIB) e PIBtvr é a taxa de variação em volume do PIB. Todas estas variáveis são integradas de ordem 1 no período em análise. A equação (1) configura uma relação de cointegração. De facto, de acordo com os testes de Johansen, a hipótese nula de ausência de cointegração é rejeitada, mesmo tendo em conta os pontos críticos corrigidos para pequenas amostras¹⁴.

Por seu turno, a dinâmica de curto prazo da variação da taxa de poupança, resultante de um procedimento de simplificação "do geral para o particular", apresenta a seguinte forma:

⁽¹²⁾ Outro fator que poderá ter algum impacto na poupança são as remessas de emigrantes e imigrantes, na medida em que influenciam diretamente o rendimento disponível das famílias. Admitindo que pelo menos parte das remessas dos emigrantes não se reflete imediatamente em despesas das famílias residentes em Portugal, aumentos dessas remessas implicam aumentos na poupança. Analogamente, um aumento das remessas dos imigrantes tenderá a contribuir para uma diminuição da poupança em Portugal. É de notar que o peso das remessas líquidas de emigrantes no rendimento disponível das famílias diminuiu progressivamente entre 1995 e 2009, o que poderá ter contribuído ceteris paribus para uma diminuição da taxa de poupança.

⁽¹³⁾ Os resultados da estimação seriam muito semelhantes caso se tivesse considerado a taxa de juro de referência do mercado bancário (Euribor), dada a elevada associação entre as duas taxas.

⁽¹⁴⁾ Os testes de raízes unitárias das variáveis, bem como os testes de cointegração, estão disponíveis mediante pedido.

$$\Delta TxPoup_{t} = \beta_{0} + \beta_{1}\Delta TxPoup_{t-1} + \gamma_{1}\Delta SGov_{t} + \gamma_{2}\Delta PIBtvr_{t} + \gamma_{3}\Delta Riq_{t} + \theta Dummy94 - \tau ECM_{t-1} + u_{t} \tag{2}$$

onde Δ representa a primeira diferença da respetiva variável, Riq é o valor da riqueza total líquida dos particulares (medida como o valor dos ativos financeiros e da habitação deduzido do endividamento) em percentagem do rendimento disponível, Dummy94 é uma variável dummy que assume o valor 1 em 1994 15 e ECM é o mecanismo corretor do erro, ou seja, o vetor de resíduos da equação (1).

As equações foram estimadas para o período entre 1985 e 2009. Os resultados da estimação encontram-se no Quadro 2¹⁶. As variáveis revelaram-se estatisticamente significativas e apresentam os sinais esperados, em linha com as relações estimadas em diversos estudos empíricos para outros países¹⁷. Importa igualmente sublinhar que estes parâmetros apresentam uma elevada estabilidade ao longo do tempo, o que foi confirmado com a estimação recursiva dos parâmetros (disponível mediante pedido).

Importa realçar cinco observações principais do Quadro 2. Em primeiro lugar, a taxa de juro nominal tem uma relação positiva no longo prazo com a taxa de poupança. Um aumento de 1 ponto

Quadro 2

RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO Taxa de poupança em percentagem do rendimento disponível						
Variáveis explicativas	Coeficiente	Rácio-t				
Equação de longo prazo (variável dependente: $TxPouv$)						
Constante	2.88	1.99				
Taxa de juro nominal	0.59	5.94				
Saldo orçamental (em % PIB)	-0.87	-3.08				
PIB - taxa de variação em volume	0.64	3.20				
Dinâmica de curto prazo (variável dependente: $\vartriangle TxPoup$)						
Constante	-0.55	-2.92				
Variável dependente desfasada	-0.35	-3.43				
Saldo orçamental (primeiras diferenças)	-0.75	-7.18				
PIB - taxa de variação em volume (primeiras diferenças)	0.41	4.01				
Riqueza total líquida/ Rendimento disponível (primeiras diferenças)	-0.06	-4.10				
Mecanismo corretor do erro (desfasado)	-0.48	-4.07				
dummy (1994=1)	-3.80	-4.07				
Desvio padrão dos resíduos	0.82					
Desvio padrão da variável dependente	2.02					
R2	0.88					
AR 1-2 teste	0.26					
	(0.77)					

⁽¹⁵⁾ Importa referir que os resultados reportados são robustos à presença desta variável dummy, que visa apenas eliminar um forte erro de previsão do modelo para 1994.

⁽¹⁶⁾ Foram igualmente testadas especificações alternativas, em que a relação de longo prazo foi definida entre a taxa de poupança e a taxa de juro nominal ou entre a taxa de poupança e a taxa de inflação. Importa notar que as propriedades destas relações alternativas de longo prazo, bem como as correspondentes especificações da dinâmica de curto prazo, não apresentam diferenças qualitativas significativas face aos resultados apresentados no Quadro 1.

⁽¹⁷⁾ Hüfner e Koste (2010) apresentam uma resenha de estudos empíricos, incluindo uma lista dos principais determinantes e respetivos sinais. O PIB (ou rendimento), o saldo orçamental e a taxa de juro apresentam sinais idênticos aos reportados no quadro 1 em quase todos os estudos recenseados.

percentual na taxa de juro nominal está associado a um aumento de 0.6 p.p. na taxa de poupança no longo prazo. Note-se que, como acima referido, a taxa de juro nominal capta não apenas a conjugação do efeito substituição e do efeito rendimento, mas também o impacto da evolução da taxa de inflação e o impacto do processo de transição de regime para a área do euro, período durante o qual as restrições de liquidez e a incerteza nominal diminuíram significativamente. Deste modo, é preciso ter uma especial cautela na utilização do modelo para simular o impacto de uma variação da taxa de juro sobre a taxa de poupança no atual regime, dado que o modelo tenderá a sobre-estimar este impacto.

Em segundo lugar, as decisões de poupança das famílias portuguesas surgem influenciadas pela situação das finanças públicas, estimando-se uma relação significativamente negativa com o saldo orçamental, tanto na equação de longo prazo como na de curto prazo. De acordo com a regressão em níveis, um aumento de 1 ponto percentual no défice orçamental (em percentagem do PIB) está associado a um aumento de 0.9 pontos percentuais da taxa de poupança das famílias no longo prazo, em linha com os resultados reportados em Ferrucci e Mirales (2007). Este resultado sugere a existência de uma substituição entre despesa (poupança) pública e despesa (poupança) das famílias no longo prazo¹⁸. Este facto deverá ser particularmente relevante nas famílias com restrições de liquidez. No curto prazo, também é estimado um coeficiente significativo e negativo entre a variação da taxa de poupança e a do saldo das finanças públicas.

Em terceiro lugar, os dados parecem sustentar a existência de uma relação positiva da taxa de poupança com a dinâmica do PIB, tanto no longo como no curto prazo (sendo o coeficiente de longo prazo, relativo ao crescimento do PIB, de 0.6 e o de curto prazo, relativo à aceleração do PIB, de 0.4).

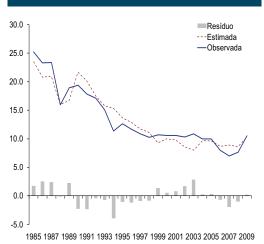
Em quarto lugar, os resultados sugerem também uma relação de curto prazo negativa entre a poupança e a riqueza total líquida (em percentagem do rendimento disponível), confirmando que flutuações nos níveis de riqueza tendem a afetar o consumo no mesmo sentido, como sugerido em Castro (2007) e Farinha (2009). Estes resultados são robustos à utilização do agregado riqueza total, dada a semelhança do perfil temporal destas variáveis (ver anexo). Finalmente, o coeficiente associado ao mecanismo corretor do erro, estimado em -0.5, indica que cerca de metade do desvio da taxa de poupança face às suas determinantes de longo prazo, observado num determinado ano, é corrigido no ano seguinte.

O Gráfico 7 apresenta a série de valores observados para a taxa de poupança e os estimados de acordo com a equação de longo prazo (1), enquanto o Gráfico 8 apresenta a série de valores observados para a variação da taxa de poupança e os estimados de acordo com a equação dinâmica de curto prazo (2). O modelo estimado capta de forma assinalável o sinal e a magnitude das variações da taxa de poupança das famílias em Portugal nos últimos 25 anos. Este facto reforça a sua potencial utilidade na interpretação dos principais fatores subjacentes à evolução da taxa de poupança em Portugal.

(18) Este facto mitiga o impacto, no longo prazo, de uma redução do défice público sobre o défice externo (em percentagem do PIB).

Gráfico 7





Fontes: INE e Banco de Portugal.

Gráfico 8



Fontes: INE e Banco de Portugal

A tendência descendente da taxa de poupança observada a partir de meados da década de 80, e sobretudo ao longo da década de 90, parece estar fortemente associada ao processo de desinflação e de descida das taxas de juro nominais, nomeadamente no quadro da convergência nominal para a moeda única. Em simultâneo, observou-se um crescimento muito significativo do património líquido das famílias ao longo da década de 90, não obstante o aumento substancial do endividamento (veja-se Cardoso et al., 2008), que terá também contribuído para sustentar níveis mais elevados de consumo e promover uma descida da taxa de poupança. Note-se que, ao longo da década de 90, prevalecem os períodos em que a taxa de poupança se encontra abaixo dos valores implicados pelos determinantes de longo prazo.

Após a introdução do euro, a taxa de juro nominal situou-se em níveis historicamente baixos. Neste período, a evolução do património das famílias (em percentagem do rendimento disponível) interrompeu a tendência fortemente crescente observada na década de 90, passando a apresentar uma relativa estabilização. Em alguns anos, a variação da riqueza foi mesmo negativa, em parte refletindo quedas significativas dos preços dos ativos nos mercados financeiros, o que terá influenciado as decisões de poupança dos agregados familiares com maiores níveis de riqueza. Esta interrupção do contributo da taxa de juro e da riqueza para a redução da taxa de poupança, conjugada com um efeito negativo do rendimento, traduziu-se numa relativa estabilidade da taxa de poupança para o período 2000-2003. Mais recentemente, em 2006 e 2007, a taxa de poupança diminuiu significativamente, para o que terá contribuído o processo de consolidação orçamental então observado. Nestes anos, a taxa de poupança situou-se abaixo do que seria de esperar com base na relação de longo prazo (bem como na relação de curto prazo). Este facto poderá estar relacionado com a continuação do processo de inovação financeira observado neste período, - num quadro de condições financeiras internacionais muito favoráveis - no qual as famílias acederam a novos instrumentos financeiros e a novas modalidades de financiamento que permitiram acomodar um aumento do

endividamento sem um significativo acréscimo no respetivo serviço da dívida.

O aumento da taxa de poupança em 2009 parece refletir, por um lado, um ajustamento face aos mínimos observados em 2007 e 2008 e, por outro, o significativo agravamento do défice público. Note-se, nomeadamente, que as transferências públicas para as famílias aumentaram fortemente em 2009, contribuindo para conter a desaceleração do rendimento disponível, num contexto de queda não antevista de preços. Adicionalmente, a crescente percepção relativa à deterioração da situação orçamental e a incerteza face às medidas necessárias para corrigir o défice excessivo da contas públicas deverão também ter contribuído para um aumento da poupança por motivos de precaução¹⁹.

Finalmente, existem vários fatores não incluídos no modelo estimado que tenderão a ganhar proeminência num futuro próximo. Em particular, dada a atual situação económica e financeira nacional - em que coexiste uma restrição ativa ao financiamento externo com a necessidade de uma desalavancagem simultânea dos setores público e privado - uma maior restritividade no acesso ao crédito poderá dificultar o alisamento do consumo por um número crescente de famílias, alterando as propriedades estatísticas da taxa de poupança acima identificadas. A incerteza associada ao processo de ajustamento da economia tenderá igualmente a promover um aumento da poupança por motivo de precaução.

4. CONCLUSÕES

Este artigo procurou contribuir para a compreensão das decisões de poupança das famílias em Portugal. Uma das principais novidades da análise consistiu na apresentação conjunta de evidência micro e macroeconómica. Esta evidência, de natureza segmentada mas complementar, permite ter uma visão abrangente sobre as decisões individuais e agregadas da poupança em Portugal.

As principais conclusões decorrentes da análise foram as seguintes.

- 1. Existe uma elevada desigualdade na distribuição da poupança, com uma pequena percentagem das famílias responsável pela maioria da poupança gerada em Portugal. Estas famílias são as que apresentam níveis superiores de rendimento e riqueza. Adicionalmente, existe uma fração significativa de famílias que reportam níveis negativos de poupança. Em termos de taxa de poupança, esta é crescente no rendimento e, embora de forma claramente menos marcada, na riqueza das famílias.
- 2. A evidência microeconómica sugere que existe um forte comovimento entre despesa e rendimento ao longo do ciclo de vida, sendo de realçar a queda marcada destes agregados no início da idade da reforma das famílias. Este comovimento é significativamente atenuado quando se tem em conta as alterações na composição dos agregados familiares. Por seu turno, a poupança aumenta monotonicamente até ao escalão etário de 55 a 64 anos, e diminui posteriormente, embora se situe

⁽¹⁹⁾ Tal como acima referido, o modelo não inclui uma variável que capte explicitamente a evolução da incerteza, dado que as proxies disponíveis - no-meadamente medidas de volatilidade nos mercados financeiros (que apenas captam de forma imperfeita a incerteza relevante para as decisões de consumo e poupança das famílias) – não se revelaram significativas. A não incorporação do impacto directo da incerteza poderá explicar em parte a subestimação pelo modelo do nivel e da variação da taxa de poupança em 2009.

permanentemente em níveis positivos. Esta evolução é globalmente reconciliável com as previsões da teoria do ciclo de vida.

- 3. A determinação da poupança das famílias a um nível microeconómico está fortemente associada à capacidade de geração de rendimento, que é função do nível educacional dos cônjuges e do respetivo grau de participação no mercado de trabalho. De facto, uma análise multivariada das determinantes da poupança em Portugal revela uma relação positiva entre o nível de educação e a poupança, bem como entre a poupança e o número de membros do agregado familiar a exercer uma profissão. Estas relações são particularmente marcadas nos percentis mais elevados da distribuição da poupança, ou seja, nos segmentos que mais contribuem para a poupança em Portugal.
- 4. Em termos agregados, a taxa de poupança das famílias em Portugal é relativamente baixa no quadro da União Europeia. A taxa de poupança apresentou uma tendência marcadamente descendente no período anterior à adesão ao euro e uma relativa estabilidade ao longo da última década, com exceção do período entre 2005 e 2009 em que evidenciou um comportamento em forma de bossa invertida.
- 5. Esta evolução da taxa de poupança é captada de forma assinalável por um modelo em forma de mecanismo corretor do erro estimado para o período 1985-2009. Neste modelo, a taxa de poupança encontra-se positivamente relacionada no longo prazo com a taxa de juro nominal e com o crescimento do PIB, e negativamente com o saldo orçamental. No curto prazo, a variação da taxa de poupança é determinada pelas flutuações destas duas últimas variáveis, pelos desvios face à relação de longo prazo, bem como (com sinal negativo) por flutuações de valor na riqueza das famílias.
- 6. A evolução futura da taxa de poupança será influenciada *inter alia* pelo comportamento dos fatores explicativos acima descritos. No entanto, a atual situação económica e financeira e a perspetiva de alterações estruturais significativas em dimensões como as condições de financiamento dos agentes económicos e a condução da política orçamental poderão refletir-se em quebras das relações estimadas, pelo que a sua utilização na projeção futura da taxa de poupança deverá ser efetuada com especial cautela.

A compreensão dos fatores que determinam a evolução da poupança das famílias é uma área do conhecimento económico em que as questões sem resposta definitiva ainda abundam. Este hiato encontra-se parcialmente relacionado com o facto de a evidência micro e macroeconómica não ser diretamente conciliável. O presente artigo atesta bem este facto. Por outro lado, os fatores que contribuem para explicar a evolução da poupança ao longo do tempo e as diferenças de níveis de poupança entre países têm uma natureza marcadamente multidisciplinar – incluindo questões culturais, demográficas e psicológicas. A integração destas áreas de saber é uma agenda de investigação vasta e complexa, que importa prosseguir no futuro.

REFERÊNCIAS

- Alves, N., M. Centeno e A. Novo (2010), "O Investimento em Educação em Portugal: Retornos e Heterogeneidade", Banco de Portugal, *Boletim Económico* Primavera.
- Attanasio, O. e J. Banks (2001), "The assessment: household saving issues in theory and policy", Oxford Review of Economic Policy, 17(1): 1-19.
- Attanasio, O. e G. Weber (2010), "Consumption and saving: models of intertemporal allocation and their implications for public policy", *Journal of Economic Literature*, 48, September, 693-751.
- Banco de Portugal (2010), Inquérito à Literacia Financeira da População Portuguesa, 2010.
- Berry, S., Williams, R. e Waldron, M. (2009), "Household Saving"- Bank of England Bulletin, 2009Q3.
- Blundell, R. et al. (2010), Tax by Design, Oxford University Press.
- Browning, M. e T, Crossley (2001), "The life-cycle model of consumption and savings", *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), Summer: 3-22.
- Carroll, C., Overland, J. e Weil, D. (2000), "Saving and Growth with Habit Formation", *American Economic Review* 90.
- Cardoso, F., Farinha, L. e Lameira, R. (2008), "Household wealth in Portugal: revised series", Occasional Paper 1, Banco de Portugal.
- Castro, G. (2006), "Consumo, rendimento disponível e restricções de liquidez", Banco de Portugal, Boletim Económico, Verão-2006.
- Castro, G. (2007), "Os efeitos da riqueza no consumo para a economia portuguesa", Banco de Portugal, *Boletim Económico*-Inverno.
- Crossley, T. e C. O'Dea (2010), "The wealth and saving of UK families on the eve of the crisis", *mimeo*, Institute for Fiscal Studies.
- De Serres, A. e Pelgrin, F. (2003), "The decline in private saving rates in the 1990s in OECD countries: how much can be explained by non-wealth determinants", OECD, *Economic Studies* nº36.
- Departamento de Estudos Económicos (DEE) (2009), A economia portuguesa no contexto da integração económica, financeira e monetária, Banco de Portugal.
- Dynan, K., J. Skinner e S. Zeldes (2004), "Do the rich save more?", *Journal of Political Economy*, 112 (2), 397-444.
- Farinha, L. (2008), "O endividamento das famílias portuguesas: evidência recente com base nos resultados do IPEF 2006-2007", Banco de Portugal, *Relatório de Estabilidade Financeira*-2007.
- Farinha, L. (2009), "Os efeitos da riqueza sobre o consumo em Portugal: uma abordagem microeconométrica", Banco de Portugal, *Relatório de Estabilidade Financeira*-2008.
- Ferrucci e Mirales (2007), "Saving behavior and global imbalances: the role of emerging market economies", ECB *Working Papers* nº 842.
- Hüfner e Koste (2010), "Explaining household saving rates in G7 countries: implications for Germany", OECD, *Working Papers* n°754.
- INE (2008), Inquérito às Despesas das Famílias 2005-2006, Instituto Nacional de Estatística.

- Jappelli, T. e F. Modigliani (2003), "The age-saving profile and the life-cycle hypothesis", in *The Collected Papers of Franco Modigliani*, Vol. 6, The MIT Press.
- Kotlikoff, L. (1989), What determines savings?, The MIT Press.
- Modigliani, F. e Brumberg, R. (1954), "Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data", in Volume 6 *The Collected Papers of Franco Modigliani*, The MIT Press.
- Moremo-Badía, M. (2006), "Who saves in Ireland? The micro evidence", IMF Working Paper WP/06/131.
- Poterba, J. (ed.) (1994), *The international comparison of household saving*, University of Chicago Press.

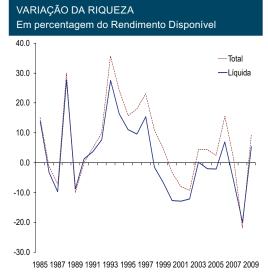
ANEXO

Variáveis observadas









Fontes: INE e Banco de Portugal.

AS ESTRATÉGIAS DE REVISÃO DE PREÇOS DAS EMPRESAS PORTUGUESAS: EVIDÊNCIA COM BASE EM DADOS MICROECONÓMICOS*

Daniel A. Dias**

Carlos Robalo Marques***

Fernando Martins***

1. INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, um número substancial de trabalhos de investigação, tanto teóricos, como empíricos, tem sido direcionado no sentido de procurar evidência microeconómica que suporte determinados comportamentos macroeconómicos. Esta literatura tem reforçado a ideia de que um conhecimento mais aprofundado acerca da extensão e causas da rigidez dos preços é crucial para a definição e condução da política monetária.

Um resultado importante que emerge destes trabalhos é o de que as empresas diferem entre si em relação às suas estratégias de revisão e de alteração de preços, sendo que estas diferenças têm um caráter abrangente na economia¹. Um segundo resultado igualmente importante é o de que o impacto da política monetária depende em larga medida dos mecanismos de ajustamento de preços existentes na economia, em particular se as empresas seguem predominantemente regras contingentes ou regras temporais². Neste contexto, um conhecimento mais aprofundado dos fatores subjacentes à escolha das diferentes estratégias de revisão de preços surge como um tema de grande importância.

Neste artigo, procuramos contribuir para esta corrente de literatura analisando os motivos que levam as empresas a optarem por determinada estratégia de revisão de preços. Do ponto de vista teórico, existe presentemente um significativo conjunto de literatura que aborda diretamente esta temática. No entanto, o contributo empírico é virtualmente inexistente.

Utilizando a informação de um inquérito às empresas, são investigadas as principais razões que levam as empresas a escolherem regras de revisão de preços temporais, contingentes ou uma com-

^{*} Os autores agradecem os comentários de Nuno Alves, Mário Centeno, Ana Cristina Leal e João Sousa. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade dos autores, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade dos autores.

^{**} Department of Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign and CEMAPRE.

^{***} Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

⁽¹⁾ Por exemplo, Fabiani et al. (2006) mostram que na área do euro cerca de 34 por cento das empresas seguem regras temporais de revisão de preços, 20 por cento regras contingentes e as restantes 46 por cento seguem uma combinação de ambas as regras, ou seja, seguem regras temporais em circunstâncias normais, mas mudam para regras de revisão contingentes quando ocorrem determinados acontecimentos particulares.

⁽²⁾ Em geral, os preços tendem a reagir mais rapidamente a choques de política monetária no contexto de modelos com regras contingentes por comparação aos modelos com regras temporais, o que conduz a uma menon persistência dos efeitos sobre a atividade económica real no primeiro tipo de modelos. Ver, entre outros, Sheshinski e Weiss (1977), Chaplin e Spulber (1987), Dotsey et al. (1999), Bonomo e Carvalho (2004), Dotsey e King 2005, Burstein e Hellwig (2007), Midrigan (2007), Golosov e Lucas (2007), Bils et al. 2009 e Woodford (2009).

binação de ambas (doravante designada por estratégia temporal-contingente)³. Em particular, é explorada a informação disponível acerca das decisões de preços das empresas usando um modelo *probit* multinomial com o objetivo de analisar a ligação entre as respetivas estratégias de revisão de preços e algumas das suas características. A identificação desses fatores permitir-nos-á antecipar o comportamento das empresas, como seja a passagem de uma regra de revisão temporal para uma regra contingente ou vice-versa, em resultado de alterações na situação económica e, deste modo, antecipar alterações no mecanismo de transmissão da política monetária. Adicionalmente, os resultados do nosso exercício permitem igualmente responder a diversas questões interessantes, das quais as seguintes são apenas alguns exemplos. De que forma a frequência de alteração de preços e a resposta destes a choques varia em função da estratégia de revisão de preços? Qual a importância dos custos de menu (*menu costs*) ou de informação para a escolha da estratégia de revisão de preços? O tipo de estratégia varia em função da dimensão das empresas? A estrutura de custos tem alguma relevância para escolha da estratégia de revisão de preços? De que modo a incerteza afeta essa escolha? As empresas têm maior probabilidade de seguir regras contingentes quando enfrentam ambientes económicos onde o grau de concorrência é maior?

Uma desvantagem potencial da utilização de dados qualitativos para este tipo de estudo decorre, no nosso caso, de se tratar de informação reportada pelas empresas, sendo impossível avaliar o grau de fiabilidade das respostas fornecidas nos inquéritos. No entanto, neste tipo de análise em particular, esta é provavelmente a única alternativa disponível que permite identificar as estratégias de revisão de preços ao nível das empresas⁴.

Neste artigo, é apresentada evidência de que o tipo de estratégia de revisão de preços tem implicações importantes para a frequência de alteração de preços e para a velocidade de reação destes aos choques sobre a economia. Em particular, as empresas que seguem regras contingentes de revisão de preços alteram os preços com maior frequência e reagem mais rapidamente aos choques sobre a procura ou sobre os custos do que as empresas que adotam regras temporais.

Os resultados apontam igualmente no sentido de que a estratégia de revisão de preços varia de forma significativa com as características das empresas utilizadas para medir a importância dos custos de obtenção de informação, a variabilidade do preço ótimo e a sensibilidade dos lucros a desvios do preço corrente face ao nível ótimo. Os chamados custos de menu, ou seja, os custos associados à alteração dos preços (como o custo de imprimir e distribuir novas tabelas de preços), não parecem desempenhar um papel significativo na explicação da opção entre as diversas estratégias de revisão de preços. Em particular, é apresentada evidência de que a menor dimensão das empresas, a maior importância da variação dos custos das matérias-primas para as decisões de preços ou o maior grau de concorrência são fatores que aumentam a probabilidade das empresas

⁽³⁾ Quando o momento de revisão (ou de alteração) dos preços não depende do estado atual ou previsível da economia, por este ser considerado exógeno ou dependente de determinados fatores fixos, diz-se que as empresas seguem uma estratégia temporal (time-dependent). Em contraste, nas empresas que seguem regras contingentes (state-dependent) o momento de revisão (ou de alteração) dos preços depende da evolução corrente ou prospetiva das condições económicas.

⁽⁴⁾ Em particular, os dados quantitativos acerca da frequência de alteração de preços ou respetiva duração não permitem abordar esta questão. Por um lado, estes dados não permitem distinguir entre alterações de preços e revisões de preços, sendo esta última a variável de interesse do nosso artigo. Por outro lado, as regras temporais subjacentes aos modelos com custos de informação não são destrinçáveis, na prática, das regras contingentes, na medida em que a frequência das alterações ou revisões de preços depende de um conjunto de parâmetros relevantes que podem alterar-se ao longo do tempo (ver Blanchard e Ficher (1989) cap.8).

adotarem regras contingentes. Pelo contrário, a maior dimensão das empresas, a maior importância dos custos de informação ou das variações salariais para a definição dos preços ou o facto das empresas operarem no setor dos serviços são fatores que aumentam a probabilidade das empresas adotarem regras temporais ou temporais-contingentes. É interessante notar que os resultados apontam igualmente no sentido que as regras temporais-contingentes se encontram mais próximas das regras temporais do que das regras contingentes. No entanto, as duas estratégias não deixam de ser bastante distintas. De facto, para muitos regressores, a magnitude do impacto sobre a probabilidade de escolha entre cada uma das estratégias é diferente, sendo que nalguns casos este impacto aponta mesmo em sentidos opostos, como é o caso, por exemplo, das empresas em que o preço dos principais concorrentes é um importante fator para a definição dos preços.

O restante deste artigo encontra-se estruturado do seguinte modo. A secção 2 apresenta o enquadramento teórico subjacente ao modelo estimado. A secção 3 descreve a base de dados utilizada e apresenta alguns resultados preliminares. A secção 4 apresenta o modelo estimado e discute os seus principais resultados. A secção 5 contém algumas considerações finais. Finalmente, o anexo apresentado no final do artigo descreve o modo como as diferentes variáveis foram construídas.

2. ENQUADRAMENTO TEÓRICO

O processo de definição de um preço ótimo pode ser entendido como envolvendo duas etapas distintas: a revisão do preço e a alteração do preço. A revisão de preços pode ser definida como a atividade que consiste em avaliar se o preço atual praticado por uma empresa é ou não apropriado, e em geral antecede a decisão de alteração do preço que envolve o ajustamento do preço para o nível considerado ótimo. Em termos práticos, uma revisão pode ou não ser seguida por uma alteração do preço e, na medida em que as duas atividades envolvam diferentes tipos de custos, as empresas podem mesmo optar por diferentes estratégias de revisão e de alteração de preços⁵.

Esta secção apresenta de forma resumida a literatura que analisa as estratégias de revisão de preços e discute as implicações para essas estratégias decorrentes de variações nos parâmetros relevantes.

Começaremos por resumir as implicações para as estratégias de revisão de preços dos modelos sugeridos por Caballero (1989) e Alvarez *et al.* (2010), que assumem que as empresas não têm acesso a informação isenta de custos acerca da condições económicas correntes.

De modo a simplificar a apresentação, começaremos por assumir que: i) os custos de ineficiência de uma empresa (custo de permanecer em desequilíbrio) pode ser captado por uma função quadrática, $L=\theta \ [p(t)-p^*(t)]^2$, onde θ mede a sensibilidade dos lucros a desvios entre o preço corrente, p(t), e o preço ótimo, $p^*(t)$; e ii) o preço ótimo segue um passeio aleatório, em que as inovações

⁽⁵⁾ A informação qualitativa indica que as revisões de preços são pouco frequentes e que nem todas as revisões são seguidas de alterações de preços. Por exemplo, para a área do euro, Fabiani et al. (2007) apresentam evidência de que a frequência de revisão é regra geral superior à frequência de alteração de preços. Os resultados dos inquéritos mostram que, na maioria dos países da área do euro, a moda das frequências de revisão situa-se entre 1 e 4 vezes por ano, embora a maior parte das empresas apenas altere os preços uma vez por ano. No caso de Portugal, estes valores são iguais a 2 e 1, respetivamente.

têm uma distribuição Normal com variância σ^2 por unidade de tempo⁶. Se assumirmos adicionalmente que as empresas têm de pagar um custo fixo, ρ , para obter a informação relevante para a revisão dos preços, demonstra-se (ver Caballero (1989)) que a estratégia ótima para a empresa consiste na adoção de uma regra temporal, onde o intervalo de tempo ótimo entre revisões é dado por:

$$\tau = \sqrt{\frac{2\rho}{\theta\sigma^2}} \tag{1}$$

De acordo com a equação (1), a duração ótima entre revisões é crescente com os custos de informação e decrescente com os parâmetros que medem os custos de ineficiência associados ao desvio dos preços face ao nível ótimo e com a variância do preço ótimo.

No modelo sugerido por Caballero (1989) não existem custos de menu, pelo que qualquer revisão de preços se traduz numa alteração dos mesmos. Num contributo recente, Alvarez *et al.* (2010) generalizam o modelo de Caballero, assumindo a existência de um custo de informação que as empresas têm que suportar para reverem o preço e de um custo de menu a ser pago no caso de o preço ser alterado. Neste modelo, as revisões e as alterações de preços são atividades separadas: uma empresa pode avaliar em que medida o preço correntemente praticado é adequado e decidir posteriormente não o alterar, se este se encontrar no interior da banda de inação (determinada pelos custos de menu). O momento de cada revisão de preço encontra-se pré-determinado, na medida em que é decidido aquando da revisão de preços anterior. No entanto, o processo de revisão de preços é igualmente contingente, na medida em que o intervalo de tempo ótimo entre revisões é também uma função do desvio esperado do preço (isto é, da diferença entre o preço corrente e o preço ótimo) aquando da próxima revisão de preços⁷.

Em contraste com Caballero (1989) e Alvarez *et al.* (2010), existem modelos onde é assumido que as empresas têm acesso a informação parcial sem quaisquer custos, como é o caso dos contributos de Woodford (2009) e Bonomo *et al.* (2010).

Woodford (2009) apresenta um modelo com custos de informação, onde as hipóteses acerca da disponibilidade de informação têm implicações importantes para a natureza do processo de revisão de preços. Neste modelo, é assumido que: *i*) as empresas obtêm informação completa acerca do estado da economia no momento em que decidem pagar os custos de informação e rever os preços; *ii*) as empresas têm acesso a informação parcial acerca do estado da economia no período de tempo que decorre entre os momentos em que os custos fixos de informação são pagos, o que lhes permite decidir se o preço deve ou não ser revisto; e *iii*) a memória das empresas (a informação

⁽⁶⁾ Note-se que θ depende dos parâmetros das funções de procura e de custos e que, em particular, θ é crescente com a elasticidade da procura enfrentada pelas empresas. A variância σ^2 pode ser entendida como medindo a volatilidade das funções de procura e de custos.

⁽⁷⁾ Numa abordagem semelhante, Abel et al. (2009) analisam a problemática das decisões de consumo sob a hipótese de separação entre custos de observação (informação) e de ajustamento (transação). É interessante notar que os autores mostram que, para custos de transação suficientemente reduzidos, os processos que determinam as "datas de observação" e as "datas de transação" convergirão provavelmente para uma regra temporal pura de revisão de preços. Intuitivamente, quando os custos de transação fixos não são demasiadamente grandes quando comparados com os custos de observação, os agentes vão eleger como estratégia ótima aquela que permite a sincronização entre as datas de observação e as datas de transação, de modo a evitarem suportar os custos de observação sem que essa nova informação se traduza numa transação.

existente no momento da última revisão de preços) tem um custo igual ao da informação sobre as condições atuais externas à empresa. Nestas circunstâncias, é possível demonstrar que o momento ótimo para as revisões de preço segue uma regra contingente. No entanto, quando os custos de informação são suficientemente elevados, a dependência da função *hazard* ótima do estado atual (que indica a probabilidade de uma revisão de preço) é atenuada, pelo que, no limite, quando os custos de informação se tornam extremamente elevados, o modelo convergirá para um com uma função *hazard* constante, como é assumido em Calvo (1983). Se, pelo contrário, a memória das empresas não tiver qualquer custo e os custos de informação forem extremamente elevados, o modelo resultará numa situação em que os preços são revistos de acordo com intervalos de tempo determinísticos, como no modelo de Caballero (1989).

No modelo sugerido por Woodford (2009), os custos de menu são inseparáveis dos custos de informação, pelo que qualquer revisão dos preços implica a sua alteração, como no modelo de Caballero. Mais recentemente, Bonomo *et al.* (2010) desenvolveram um modelo que, por um lado, separa os custos de informação dos custos de menu e, por outro, admite a existência de um fluxo de informação parcial contínuo, que pode sem qualquer custo ser incluído no processo de revisão de preços, juntamente com alguma informação adicional que apenas é incorporada ocasionalmente devido, por exemplo, a custos de recolha ou de processamento. A estratégia de revisão de preços que emerge nestas condições contem características, quer das regras temporais, quer das regras contingentes, como no modelo sem custos de memória de Woodford (2009).

Em resumo, de acordo com os modelos sintetizados acima, é possível agregar as diferentes estratégias de revisão de preços em três categorias: i) regras de revisão temporais, como no modelo de Caballero (1989); ii) regras contingentes, como no modelo de Woodford (2009); e iii) regras temporais-contingentes, como nos modelos de Alvarez et al. (2010) e Bonomo et al. (2010).

Como referido acima, em alguns modelos, alterações na importância relativa dos custos de informação e dos custos de menu podem implicar mudanças na estratégia de revisão de preços. Em particular, no contexto do modelo com regras temporais-contingentes sugerido por Alvarez et al. (2010) e Abel et al. (2009), uma diminuição da importância dos custos de menu faz o modelo convergir para um modelo temporal. Intuitivamente, uma diminuição dos custos de menu leva a que a amplitude da banda de inação convirja para zero, fazendo com que as características contingentes da estratégia de revisão de preços desapareçam. Por outro lado, um aumento dos custos de informação ou de observação faz o modelo sugerido por Woodford (2009) convergir para um modelo temporal puro com uma função hazard constante, como assumido em Calvo (1983) ou, na ausência de custos de memória, para um modelo em que os preços são revistos de acordo com intervalos de tempo pré-definidos, como no modelo de Caballero (1989). A intuição é similar: um aumento dos custos de informação atenua a dependência da função hazard do estado atual da economia, fazendo com que o intervalo de tempo ótimo entre revisões consecutivas convirja no sentido de uma regra temporal pura, à medida que os custos de informação se tornem extremamente elevados.

O impacto sobre a estratégia ótima de revisão de preços resultante de alterações na variabilidade

do preço ótimo (σ^2) e na sensibilidade dos lucros das empresas a desvios do preço corrente em relação ao nível ótimo (θ) pode ser analisado no contexto de um modelo em que as empresas têm acesso a informação parcial sobre as condições económicas contemporâneas, como o sugerido em Woodford (2009). Neste modelo, um aumento de θ ou de σ^2 pode ser visto como equivalente a uma diminuição dos custos de informação (um aumento da incerteza acerca do desvio do preço corrente em relação ao preço ótimo ou dos custos associados a este mesmo desvio faz aumentar a importância da informação, reduzindo o seu custo relativo) e a um aumento dos custos relativos da memória das empresas (quanto mais elevado σ^2 ou θ menos valiosa será a memória). Deste modo, é esperado que um aumento de θ ou de σ^2 , na medida em que diminui os custos de informação e aumenta os custos da memória das empresas, implique um aumento da probabilidade de uma empresa adotar uma regra de revisão de preços contingente, por oposição a regras temporais ou temporais-contingentes.

Neste artigo, serão analisados os fatores que podem explicar a opção das empresas por regras de revisão de preços contingentes, temporais ou temporais-contingentes. Com esse objetivo, na secção 4 será considerado um modelo econométrico, cujo enquadramento teórico assenta nos modelos apresentados nesta secção, em que os fatores relevantes incluem os custos de menu, os custos de informação, a variabilidade do preço ótimo e a sensibilidade dos lucros das empresas aos desvios do preço corrente em relação ao nível ótimo (custos de ineficiência). Em termos gerais, no modelo estimado é esperado que custos de menu mais elevados, custos de informação mais reduzidos, uma variabilidade maior do preço ótimo ou uma maior sensibilidade dos lucros das empresas aos desvios do preço corrente em relação ao nível ótimo impliquem, ceteris paribus, um aumento da probabilidade das empresas seguirem regras de revisão contingentes. Do mesmo modo, custos de menu mais baixos, custos de informação mais altos, uma variabilidade mais reduzida do preço ótimo ou uma menor sensibilidade dos lucros das empresas aos desvios do preço corrente face ao nível ótimo implicarão, ceteris paribus, um aumento da probabilidade das empresas seguirem regras de revisão temporais.

3. CARACTERIZAÇÃO DA BASE DE DADOS

3.1. Fontes de informação

Os dados utilizados neste artigo resultaram de um inquérito sobre práticas de fixação de preços realizado pelo Banco de Portugal⁸. Neste inquérito, as empresas foram questionadas acerca das respetivas estratégias de revisão de preços através da seguinte pergunta:

- O preço na sua empresa é revisto (sem ser necessariamente alterado):
- 1) com uma periodicidade definida (anualmente, trimestralmente,...),
- 2) por norma com uma periodicidade definida, embora leve em consideração as condições de mer-

⁽⁸⁾ Informação mais detalhada sobre este inquérito pode ser encontrada em Martins (2010).

cado prevalecentes (custo das matérias-primas ou condições de procura) ou

3) sem periodicidade definida, sendo avaliado de acordo com as condições prevalecentes (custo das matérias-primas ou condições de procura).

As respostas a esta questão - a variável dependente do nosso modelo - são interpretadas como reproduzindo as estratégias de revisão de preços temporais, temporais-contingentes e contingentes das empresas portuguesas, respetivamente.

Para além da questão sobre as práticas de revisão de preços, o inquérito contem igualmente informação sobre várias características das empresas. Entre estas inclui-se a informação sobre a dimensão das empresas e respetivo setor, o destino das vendas (grossistas vs. retalhistas, setor público ou privado), número de concorrentes, a importância das alterações em diversos fatores relevantes para o ajustamento dos preços (preço das matérias-primas, custos salariais, procura) e as possíveis razões para o adiamento das alterações dos preços (o risco das alterações de preços não serem seguidas pelos concorrentes, a existência de contratos implícitos ou explícitos, os custos de alteração dos preços, os custos de recolha de informação, a ausência de alterações significativas nos custos variáveis, a preferência por manter os preços em determinados níveis psicológicos, etc...).

Em termos globais, a amostra contem informação detalhada sobre 906 empresas com 20 ou mais trabalhadores de diferentes áreas de atividade, das quais quase 90 por cento pertencem à Indústria Transformadora (Classificação das Atividades Económicas - CAE - a dois dígitos de 15 a 37) e as restantes ao setor dos Serviços (CAE de 60 a 64, 80 e 85 - Transportes, Armazenamento e Comunicações, Educação e Saúde). A amostra não inclui setores como a Agricultura, a Construção ou o Comércio a retalho e por grosso.

3.2. Análise preliminar da informação

Tal como mencionado anteriormente, o tipo de estratégia de revisão de preços das empresas portuguesas é a variável de interesse neste artigo. O Quadro 1 apresenta alguma informação útil sobre esta variável, colocando em evidência a distribuição das diferentes estratégias na amostra e comparando estes resultados com os obtidos em outros países europeus e apresentados no trabalho de Fabiani *et al.* (2007)⁹.

O Quadro 1 mostra que 32 por cento das empresas da amostra seguem regras de revisão de preços temporais, 43 por cento seguem regras contingentes, enquanto as restantes 25 por cento optam por regras temporais-contingentes, ou seja, por norma reveem os preços com uma periodicidade definida, embora levem em consideração as condições de mercado prevalecentes. Da observação do Quadro 1 é possível igualmente constatar que os resultados para Portugal não diferem significativamente dos registados em diversos países europeus. Embora a distribuição das diferentes estratégias de revisão de preços apresente alguma variabilidade entre os diversos países,

⁽⁹⁾ Os valores para Portugal apresentados no Quadro 1 não são exatamente iguais aos reportados em Fabiani et al. (2007) devido a diferenças entre as amostras usadas.

Quadro 1

ESTRATÉGIAS DE REVISÃO DE PREÇOS - EVIDÊNCIA INTERNACIONAL Proporção de empresas em percentagem							
	PT	ES	DE	NL	BE	IT	AT
Regras temporais	32	33	26	36	26	40	41
Regras temporais-contingentes	25	28	55	18	40	46	32
Regras contingentes	43	39	19	46	34	14	27

Fonte: Fabiani et al. (2007)

Nota: PT-Portugal, ES-Espanha, DE-Alemanha, NL-Países Baixos, BE-Bélgica, IT-Itália and AT-Áustria.

observa-se que as três estratégias são igualmente importantes, na medida em que nenhuma delas parece dominar as restantes. Por exemplo, a proporção de empresas que seguem regras temporais é superior a 25 por cento em todos os países, enquanto a percentagem de empresas que seguem regras temporais-contingentes varia entre 18 por cento (Países Baixos) e 55 por cento (Alemanha).

O Quadro 2 apresenta a desagregação das diferentes estratégias de revisão de preços por setor e dimensão das empresas. A observação dos resultados sugere a existência de forte heterogeneidade nestas duas dimensões. De facto, a percentagem de empresas que seguem regras temporais é maior nos serviços do que na indústria transformadora e tende a aumentar com a dimensão das empresas.

Os dados recolhidos no inquérito contêm também informação sobre as frequências de alteração dos preços e sobre velocidade de reação das empresas a choques significativos de custos e procura. O Quadro 3 apresenta as frequências médias de alteração de preços reportadas pelas empresas da amostra. Os resultados sugerem que as empresas que seguem regras de revisão temporais, temporais contingentes ou contingentes têm diferentes frequências de alteração de preços. Em particular, as empresas que seguem regras contingentes alteram os preços com maior frequência do que as empresas que seguem regras temporais. De facto, 17 por cento das empresas que seguem regras contingentes alteram os preços pelo menos uma vez em cada trimestre, enquanto 8 por cento fazem-no pelo menos uma vez por mês. Por outro lado, apenas 8 por cento das empresas que seguem regras temporais alteram os preços pelo menos uma vez em cada trimestre. A frequência de alteração dos preços para as empresas que seguem regras temporais-contingentes situa-se algures entre os dois casos anteriores. A análise baseada na simples observação do Quadro 3 é corroborada pelo resultado do teste não paramétrico de homogeneidade do Qui-quadrado,

Quadro 2

ESTRATÉGIAS DE REVISÃO DE PREÇOS - DESAGREGAÇÃO POR SETOR E DIMENSÃO DAS EMPRESAS Proporção de empresas em percentagem

	Setore		res	Dimensão das empresa	
Tipo de regra seguida:	Total	Ind. Transfor.	Serviços	Pequenas	Grandes
Temporal	32	30	47	30	41
Temporal-contingente	25	25	25	22	35
Contingente	43	45	28	48	24

Fonte: Inquérito sobre fixação de preços.

Nota: São consideradas como empresas pequenas e empresas grandes as que têm até 250 trabalhadores ou mais de 250 trabalhadores, respetivamente.

Quadro 3

FREQUÊNCIA DAS ALTERAÇÕES DE PREÇ Proporção de empresas em percentagem	os		
Frequência de alteração dos preços	Regras temporais	Regras temporais- -contingentes	Regras contingentes
1 - Uma vez por mês ou mais	3	5	8
2 - Uma vez por trimestre	5	9	9
3 - Duas vezes por ano	16	14	17
4 - Uma vez por ano	61	57	40
5 - Menos de uma vez por ano	16	15	26

Fonte: Inquérito sobre fixação de preços.

o qual aponta para a clara rejeição da hipótese nula de igualdade das frequências de alteração de preços entre os três tipos de empresas¹⁰.

O Quadro 4 reporta os tempos de reação dos preços a choques positivos de custos e procura¹¹. A simples observação do Quadro sugere que as empresas têm velocidades de reação a choques que variam com a estratégia de revisão de preços. Em particular, as empresas com regras temporais parecem ser mais lentas a ajustar os preços do que as empresas com regras contingentes. De facto, 26 por cento das empresas com regras contingentes ajustam os preços no primeiro mês após um choque positivo de custos, enquanto 58 por cento fazem-no nos primeiros três meses. Os valores correspondentes para as empresas com regras temporais são de 14 e 38 por cento, respetivamente. Os resultados para as empresas que seguem regras temporais-contingentes sugerem que a velocidade de reação destas se encontra algures entre os dois casos anteriores. Uma vez mais, a análise baseada na observação é corroborada pelos resultados de testes não paramétricos

Quadro 4

VELOCIDADE DE REAÇÃO DOS PREÇOS A CHOQUES POSITIVOS DE CUSTOS E PROCURA Proporção de empresas em cada categoria					
Tempo de reacção	Regras temporais	Regras temporais- -contingentes	Regras contingentes		
Choques positivos de custos:					
1 - Menos de uma semana	3	6	6		
2 - De uma semana a um mês	11	16	20		
3 - De um a três meses	24	28	32		
4 - De três a seis meses	19	21	18		
5 - De seis meses a um ano	33	24	18		
6 - Mais de um ano	10	5	7		
Choques positivos de procura:					
1 - Menos de uma semana	3	4	4		
2 - De uma semana a um mês	7	11	15		
3 - De um a três meses	17	18	23		
4 - De três a seis meses	13	21	13		
5 - De seis meses a um ano	22	21	14		
6 - Mais de um ano	38	26	31		

Fonte: Inquérito sobre fixação de preços.

⁽¹⁰⁾ O resultado obtido para este teste é de $\chi^2(8) = 42.4$, pelo que a hipótese nula é rejeitada com um nível de significância de 1 por cento.

⁽¹¹⁾ Esta informação é analisada em Dias et al. (2010) para identificar as características das empresas que explicam as diferentes velocidades de reação dos precos a choques.

de homogeneidade do Qui-quadrado, os quais apontam para a clara rejeição da hipótese nula de igualdade das velocidades de reação dos preços entre os três tipos de empresas¹².

Em suma, as Quadros 3 e 4 mostram que o facto das empresas seguirem regras temporais, temporais-contingentes ou contingentes tem implicações importantes em termos da frequência de alteração dos preços e da velocidade de reação destes a choques. Por sua vez, é esperado que tal tenha igualmente consequências para a política monetária, na medida em que os respetivos efeitos dependem da distribuição das empresas em termos das diferentes estratégias de revisão de preços. Deste modo, todos os fatores que alterem esta distribuição afetarão a velocidade de reação dos preços a choques de política monetária. Em particular, será de esperar que os efeitos da política monetária dependam da dimensão relativa das empresas ou da importância do setor dos serviços na economia (como resulta da observação do Quadro 2). Os países com maior proporção de empresas grandes e/ ou com um setor dos serviços com maior relevância tenderão a apresentar uma maior proporção de empresas com regras de revisão de preços temporais e, como tal, uma maior rigidez de preços. No entanto, entre os fatores que afetam o impacto da política monetária inclui-se a própria orientação da política monetária: as alterações nas regras de política monetária que visem aumentar o grau de estabilidade da economia, na medida em que façam variar a proporção de empresas em cada categoria, alterarão a frequência das alterações de preços e a velocidade de reação destes aos choques da própria política monetária¹³.

4. UM MODELO ECONOMÉTRICO PARA ANALISAR AS ESTRATÉGIAS DE REVISÃO DE PREÇOS

De modo a avaliar o impacto das diferentes variáveis no tipo de estratégia de revisão de preços seguida pelas empresas, foi estimado um modelo *probit* multinomial, onde a variável dependente, $y_{i,j}, j=1,\ 2,\ 3$ indica o tipo de estratégia referido pela empresa: estratégia temporal, temporal-contingente ou contingente.

A escolha dos regressores utilizados no modelo teve por base a literatura sobre estratégias de revisão de preços resumida na secção 2. Como foi discutido nessa secção, os fatores relevantes para a escolha da estratégia podem ser agrupados em quatro categorias: i) custos de menu; ii) custos de informação; iii) variabilidade do preço ótimo; e iv) sensibilidade dos lucros aos desvios entre o preço corrente e o preço ótimo (custos de ineficiência). Na ausência de informação quantitativa direta, são utilizadas *proxies* para medir cada uma das quatro categorias de fatores. Os diferentes regressores são descritos em anexo, juntamente com algumas estatísticas de síntese.

O Quadro 5 apresenta os efeitos marginais médios sobre a probabilidade de uma empresa seguir cada uma das três estratégias de revisão de preços para cada uma das variáveis, calculados com base nos parâmetros do modelo *probit* multinomial estimado¹⁴.

⁽¹²⁾ Para os choques positivos de custos e de procura os resultados dos testes são $\chi^2(10) = 34.26$ e $\chi^2(10) = 32.25$, respetivamente, pelo que a hipótese nula é rejeitada com um nível de significância de 1 por cento nos dois testes. Os resultados para os choques negativos de custos e procura, quer em relação às velocidades de reação dos preços nos três tipos de empresas, quer em relação aos testes de homogeneidade do Qui-quadrado, são qualitativamente semelhantes

⁽¹³⁾ Por exemplo, ao reduzir a incerteza em torno da taxa de inflação, é provável que a política monetária reduza a variabilidade do preço ótimo das empresas, o que, de acordo com a discussão apresentada na secção 2, deverá aumentar a proporção de empresas que seguem regras de revisão de preços temporais ou temporais-contingentes.

⁽¹⁴⁾ Os resultados apresentados no Quadro 5 referem-se ao modelo probit multinomial independente. É importante notar que por construção os efeitos marginais médios para cada um dos regressores do Quadro 5 somam zero. Como teste de robustez, foi estimado igualmente um modelo probit multinomial com correlação entre os resíduos. No entanto, as estimativas dos efeitos marginais médios mantiveram-se virtualmente inalteradas.

Tabela 5

Regressores	Regras temporais	Regras temporais	Regras contingentes
Regressores	rtograo temperaio	contingentes	rtograo contingentes
Custos de menu	0.0136	-0.0213	0.0077
Custos de menu	(-0.0345)	(-0.0337)	(-0.0366)
Custos de informação	0.0270	0.0612*	(-0.0882)**
Cusios de Illiorniação	(0.0352)	(0.0340)	(0.0370)
Variabilidade do preço ótimo:			
Variação do preço das matérias-primas	-0.1905***	0.0451	0.1455**
	(0.0669)	(0.0550)	(0.0608)
Variação dos salários	0.0868**	-0.0127	-0.0741*
	(0.0398)	(0.0402)	(0.0456)
Variação da procura	-0.0200	0.0230	0.0030
	(0.0393)	(0.0376)	(0.0423)
Custos de ineficiência:			
Número de concorrentes	-0.0818**	0.0023	0.0841**
	(0.0370)	(0.0337)	(0.0380)
Variação dos preços dos concorrentes	-0.1439***	0.0841**	0.0598
	(0.0398)	(0.0332)	(0.0401)
Serviços	0.1398**	0.0087	-0.1485***
	(0.0552)	(0.0486)	(0.0510)
Bens intermédios	-0.1019***	-0.0268	0.1287***
	(0.0315)	(0.0304)	(0.0349)
Dimensão	0.0962**	0.1272***	-0.2234***
	(0.0410)	(0.0397)	(0.0384)

Número de observações: 906

Fonte: Inquérito sobre fixação de preços.

Notas: Entre parêntesis são apresentados os desvios-padrão; ***,**,* representam significância a 1, 5 e 10 por cento, respetivamente.

Custos de menu

De acordo com os modelos teóricos apresentados na secção 2, seria de esperar que maiores custos de menu se traduzissem num aumento da probabilidade das empresas seguirem regras de revisão de preços contingentes. No entanto, no modelo estimado, os custos de menu não aparecem como fatores relevantes para a discriminação entre as três estratégias de revisão de preços alternativas. É evidente que tal pode resultar do tipo de regressor que é utilizado. Nos modelos analisados, os custos de menu são medidos com base numa variável binária que assume o valor 1, se a empresa considera esses custos como importantes ou muito importantes para explicar a rigidez de preços, e o valor 0, caso contrário. No entanto, é possível que duas empresas, com graus muito diferentes de rigidez de preços, possam atribuir igual importância aos custos de menu. Nessas circunstâncias, a medida de custos de menu utilizada será incapaz de discriminar entre as empresas com diferentes estratégias de revisão de preços. Obviamente, poderá igualmente suceder que na maioria das empresas os custos de menu não assumam grande relevância para a escolha da estratégia de revisão de preços porque podem ser relativamente reduzidos quando comparados com os custos de informação (ver, Ball e Mankiw (1994) Zbaracki *et al.* (2004) e Woodford (2003, 2009)).

Custos de informação

De acordo com a literatura revista na secção 2, será de esperar que maiores custos de informação se traduzam num aumento da probabilidade das empresas seguirem regras de revisão de preços temporais ou temporais-contingentes, em detrimento de regras contingentes. Da observação do Quadro 5, constata-se que as empresas para as quais os custos de informação são considerados importantes têm menor probabilidade de seguirem regras de revisão de preços contingentes. Em particular, uma empresa em que os custos de informação são importantes ou muito importantes tem uma probabilidade de seguir regras contingentes que é 8.8 pontos percentuais (p.p.) inferior à probabilidade de outra empresa que lhe seja idêntica em relação às restantes características. Os resultados para esta variável são consistentes com o previsto pela teoria, mas carecem de alguma robustez estatística.

Variabilidade do preço ótimo

Esta categoria inclui um grupo de variáveis que podem afetar, de forma direta ou indireta, a variabilidade do preço ótimo de uma empresa: "variação do preço das matérias-primas", "variação dos salários" e "variação da procura". Estas variáveis medem a importância das alterações dos preços das matérias-primas, dos salários e da procura para a decisão de alteração do preço por parte das empresas.

As estimativas apresentadas no Quadro 5 mostram que as empresas onde as variações dos preços das matérias-primas são consideradas importantes para as alterações de preço têm maior probabilidade de seguirem regras de revisão contingentes do que regras temporais. Com efeito, a probabilidade destas empresas seguirem regras de revisão de preços temporais é cerca de 19 p.p. inferior à probabilidade de outra empresa que lhe seja idêntica nas restantes características. Em contraste, as empresas que consideram as variações dos salários como importantes ou muito importantes para as decisões de alteração de preço têm maior probabilidade de seguirem regras de revisão temporais em detrimento de regras contingentes. Em ambos os casos os resultados estão de acordo com a intuição: em geral, o preço das matérias-primas é bastante volátil, o que aumenta a variabilidade do preço ótimo e, como tal, será de esperar que aumente a probabilidade de a empresa seguir uma estratégia de revisão contingente. Por sua vez, as alterações dos salários ocorrem tipicamente de acordo com uma frequência bem definida (habitualmente uma vez por ano), sendo de esperar que a respetiva importância para as alterações de preços esteja negativamente correlacionada com a incerteza em torno do preço ótimo. É interessante notar que a maior importância das variações da procura para as decisões sobre os preços não parece afetar a escolha da estratégia de revisão de preços pelas empresas portuguesas, ao contrário do que seria de esperar.

Custos de ineficiência

Esta categoria inclui um grupo de variáveis que se considera estarem relacionadas com os determinantes da sensibilidade dos lucros das empresas a desvios do preço corrente em relação ao preço ótimo: "número de concorrentes", "variação dos preços dos concorrentes", "serviços", "bens intermédios" e "dimensão".

O número de concorrentes, que é utilizado para medir o grau de concorrência enfrentado pelas empresas, é uma variável que deverá ter um impacto importante na escolha das empresas em relação à estratégia de revisão de preços, na medida em que é geralmente aceite que quanto mais competitivo for um determinado setor maior será a sensibilidade dos lucros das empresas aos desvios do preço corrente em relação ao preço ótimo (Gopinath Itskhoki (2010)). Assim, ceteris paribus, é de esperar que as empresas que operam em ambientes mais competitivos tendam a preferir regras de revisão de preços contingentes. As estimativas do nosso modelo mostram que este parece ser de facto o caso. Do Quadro 5 observa-se que para uma empresa que opere num ambiente mais competitivo a probabilidade de seguir uma regra de revisão temporal é cerca de 8 p.p. inferior à probabilidade de outra empresa que se distinga desta apenas por operar num ambiente menos competitivo.

Em relação ao regressor "variação dos preços dos concorrentes", observa-se que as empresas em que as variações dos preços dos principais concorrentes são importantes ou muito importantes para as decisões de preços têm menor probabilidade de seguirem regras temporais e maior probabilidade de seguirem regras temporais-contingentes, embora a probabilidade de adotarem regras contingentes não seja afetada. Este é um resultado muito interessante, que pode ser explicado no contexto da presença de complementaridades estratégicas por parte das empresas (ver, por exemplo, Bonomo e Carvalho (2004)). Neste contexto, não é de esperar que uma empresa adote uma regra temporal pura, na medida em que esta não permite acomodar a possibilidade de reação a alterações relevantes das condições de mercado da empresa. Pelo contrário, ao adotar uma regra temporal-contingente, a empresa tem a possibilidade de rever o seu preço por norma de acordo com uma periodicidade definida, mas por vezes também em reação às condições de mercado prevalecentes, nomeadamente a variações dos preços dos concorrentes.

Tal como os resultados anteriores indiciavam (ver o Quadro 2 na secção 3), os resultados apresentados no Quadro 5 mostram que as empresas que operam nos serviços têm maior probabilidade de adotarem regras de revisão de preços temporais do que as empresas que operam na indústria transformadora. De facto, a variável "serviços" apresenta um efeito marginal médio bastante significativo em relação à estratégia temporal de revisão de preços (cerca de 14 p.p.). O tipo de estratégia de revisão de preços depende igualmente das características do mercado do produto e da dimensão das empresas. As empresas que vendem os seus produtos a outras empresas (bens intermédios) têm maior probabilidade de seguirem regras de revisão contingentes do que as empresas cujos produtos se destinam maioritariamente ao consumo final (incluindo, para além dos consumidores finais, as empresas grossistas e retalhistas). Pelo contrário, as empresas de maior dimensão tendem a preferir as regras de revisão temporais ou temporais-contingentes, em detrimento das regras contingentes. De acordo com as estimativas obtidas, a probabilidade de uma empresa grande seguir uma regra de revisão de preços contingente é inferior em cerca de 22 p.p. à probabilidade de uma empresa pequena que lhe seja idêntica nas restantes características. Este resultado está de acordo com a evidência preliminar apresentada na secção 3.

Os resultados das variáveis "serviços", "bens intermédios" e "dimensão" podem refletir o facto dos serviços, dos produtos finais e dos produtos produzidos pelas empresas grandes serem tipicamente produtos nos quais as empresas têm maior poder de mercado em termos de definição dos preços, quer pela maior diferenciação dos produtos, quer pela maior quota de mercado, e como tal enfrentarem uma procura com menor elasticidade em relação aos preços, tornando deste modo os lucros menos sensíveis aos desvios entre o preço corrente e o preço ótimo.

Em termos gerais, os resultados do Quadro 5 mostram que a estratégia temporal-contingente se encontra mais próxima da estratégia temporal do que da estratégia contingente, no sentido em que os regressores que apresentam um coeficiente significativo para uma das duas estratégias apresentam geralmente um coeficiente com o mesmo sinal relativamente à outra estratégia (embora em alguns casos não seja estatisticamente diferente de zero). No entanto, os resultados mostram igualmente que a estratégia temporal e a estratégia temporal-contingente devem ser encaradas como duas opções distintas. De facto, para muitos regressores a magnitude do impacto nas duas categorias é diferente, podendo mesmo apontar em sentidos opostos, como é o caso das empresas em que as variações dos preços dos concorrentes são consideradas importantes ou muito importantes para as decisões de preços.

5. CONCLUSÕES

Neste artigo é utilizada informação microeconómica de modo a analisar os fatores que explicam a opção das empresas por regras de revisão de preços temporais, temporais-contingentes ou contingentes.

Em linha com a evidência observada em outros países, as empresas portuguesas apresentam um grau de heterogeneidade significativo em relação às estratégias de revisão de preços. Na amostra analisada, 32 por cento das empresas seguem regras temporais, 43 por cento regras contingentes e as restantes 25 por cento optam por regras temporais-contingentes. É importante notar que a frequência de revisão de preços e a velocidade de resposta dos preços aos choques na economia para as empresas que seguem regras temporais são significativamente inferiores aos das empresas que seguem regras contingentes, enquanto as empresas que seguem regras temporais-contingentes se situam algures entre aqueles dois casos.

Os resultados do modelo *probit* multinomial estimado mostram que o tipo de estratégia de revisão de preços varia significativamente com as características das empresas que medem a importância dos custos de informação, da variabilidade do preço ótimo e da sensibilidade dos lucros aos desvios do preço corrente em relação ao preço ótimo. Em particular, é apresentada evidência de que um aumento dos custos de informação tenderá a diminuir a probabilidade das empresas seguirem regras de revisão de preços contingentes. Por outro lado, os fatores que contribuem positivamente para a variabilidade do preço ótimo ou que aumentam os custos dos desvios do preço corrente em relação ao preço ótimo diminuem a probabilidade das empresas seguirem regras temporais ou temporais-contingentes, por oposição às regras contingentes. Por seu turno, os custos de menu não parecem ser relevantes para a escolha da estratégia de revisão de preços.

Os resultados mostram igualmente que a estratégia temporal-contingente se encontra mais próxima da estratégia temporal do que da estratégia contingente. No entanto, a distinção entre as duas estratégias é relevante. De facto, a probabilidade de uma empresa optar entre uma regra de revisão de preços temporal e uma regra temporal-contingente em alguns casos aparece com indicações opostas, como é a situação, por exemplo, das empresas em que as variações dos preços dos concorrentes são consideradas relevantes para as decisões de preços.

O facto da proporção de empresas que seguem regras temporais de revisão de preços ou regras contingentes depender do estado da economia tem implicações importantes para a política monetária. Uma política monetária orientada para a estabilização da economia (que reduza a incerteza em torno da inflação, por exemplo) poderá resultar num aumento da proporção de empresas que seguem regras temporais, o que por sua vez tenderá a aumentar os efeitos reais da política monetária, na medida em que estas empresas têm tipicamente uma menor frequência de revisão e de alteração dos preços. Uma implicação simples destes resultados é de que os modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (*Dynamic Stochastic General Equilibrium models*) deverão ser melhorados de modo a considerar a heterogeneidade e endogeneidade das estratégias de revisão e de alteração de preços por parte das empresas. Caso contrário, as implicações das alterações nas regras de política monetária geradas por estes modelos poderão ser bastante enganadoras.

ANEXO

Neste anexo, são apresentadas as variáveis utilizadas no modelo multinomial *probit* cujos resultados são discutidos na secção 4, fornecendo-se igualmente algumas estatísticas descritivas. Todas as variáveis utilizadas no modelo são variáveis binárias. Os detalhes são apresentados em baixo:

Custos de menu – Igual a 1 se os custos de menu decorrentes das alterações dos preços são considerados como importantes ou muito importantes para o adiamento das alterações de preços.

Custos de informação – Igual a 1 se os custos de obtenção da informação relevante para as decisões de preços são considerados importantes ou muito importantes para o adiamento das alterações de preços.

Variações nos preços das matérias-primas – Igual a 1 se tais variações são consideradas importantes ou muito importantes para a decisão das empresas de aumentar ou reduzir os seus preços.

Variações nos salários – Igual a 1 se tais variações são consideradas importantes ou muito importantes para a decisão das empresas de aumentar ou reduzir os seus preços.

Variações da procura – Igual a 1 se tais variações são consideradas importantes ou muito importantes para a decisão das empresas de aumentar ou reduzir os seus preços.

Número de concorrentes - Igual a 1 se o número de concorrentes é igual ou superior a 5.

Variações dos preços dos concorrentes – Igual a 1 se tais variações são consideradas importantes ou muito importantes para a decisão das empresas de aumentar ou reduzir os seus preços.

Bens intermédios – Igual a 1 se o principal destino das vendas são "outras empresas", por oposição a grossistas, retalhistas, administração pública ou consumidores.

Dimensão – Igual a 1 se o número de trabalhadores é superior a 250.

Serviços – Igual a 1 se a empresa opera no setor dos serviços.

O Quadro A1 sintetiza a importância relativa na amostra das variáveis apresentadas acima. Os valores do Quadro dizem respeito à proporção de empresas em cada categoria. Por exemplo, no quadro observa-se que 93 por cento das empresas considera que as variações dos preços das matérias-primas são importantes ou muito importantes para a decisão de aumentar ou reduzir os preços e que a distribuição dessas empresas não varia em função da sua dimensão, mas altera-se de acordo com o setor em que as empresas operam, sendo mais frequente na indústria transformadora do que nos serviços. Pelo contrário, apenas 30 por cento das empresas produz bens intermédios, sendo esta proporção superior nos serviços.

Quadro A1

PRINCIPAIS CARACTERÍSTICAS DA AMOSTRA Proporção de empresas em cada categoria em percentagem

	Total	Sectores		Dime	nsão
		Indústria transformadora	Serviços	Pequenas	Grandes
Custos de menu	57.1	57	57.3	57.9	53.5
Custos de informação	40.6	41.2	34.8	41.6	36.5
Variação do preço das matérias-primas	93.4	95.7	71.9	93.8	93.4
Variações dos salários	84.8	84.9	83.1	86.3	78.2
Variações da procura	77.7	77.5	79.8	78	76.5
Número de concorrentes	75.7	75.6	76.4	79.9	57.6
Variação dos preços dos concorrentes	74.6	74.3	77.5	73.9	77.6
Bens intermédios	29.9	28.9	39.3	30.8	25.9
Dimensão (empresas grandes)	18.8	17.9	27	-	-
Serviços	9.8	-	-	8.8	14.1

Fonte: Inquérito sobre fixação de preços.

REFERENCIAS

- Abel, A. B., Eberly, J. C. e Panageas, S. (2009), "Optimal inattention to the stock market with information costs and transactions costs", NBER *Working Paper* 15010, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Alvarez, F., Lippi, F. e Paciello, L. (2010), "Optimal price setting with observation and menu costs", NBER *Working Papers* 15852, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Ball, L. e Mankiw, N. G. (1994), "A sticky-price manifesto", Carnegie-Rochester Conference Series on *Public Policy* 41(1), 127-151.
- Bils, M., Klenow, P. J. e Malin, B. A. (2009), "Reset price inflation and the impact of monetary policy shocks", NBER *Working Papers* 14787, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Blanchard, O. e Fischer, S. (1989), *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England.
- Bonomo, M. e Carvalho, C. (2004), "Endogenous time-dependent rules and inflation inertia", *Journal of Money, Credit and Banking* 36(6), 1015-41.
- Bonomo, M., Carvalho, C. e Garcia, R. (2010), "State-dependent pricing under infrequent information: A united framework", Federal Reserve Bank of New York, *Staff Report* No. 455.
- Burstein, A. e Hellwig, C. (2007), "Prices and market shares in a menu cost model", NBER *Working Papers* 13455, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Caballero, R. J. (1989), "Time dependent rules, aggregate stickiness and information externalities", Columbia University *Discussion Papers* 60(11).
- Calvo, G. (1983), "Staggered prices in a utility maximizing framework", *Journal of Monetary Economics* (12).
- Caplin, A. S. e Spulber, D. F. (1987), "Menu costs and the neutrality of money", *The Quarterly Journal of Economics* 102(4), 703-25.
- Dias, D., Marques, C. R., Martins, F. e Santos Silva, J. M. C. (2010), "Why are some firms stickier than others? Firm-level evidence on price adjustment lags", *mimeo*.
- Dotsey, M. e King, R. G. (2005), "Implications of state-dependent pricing for dynamic macroeconomic models", *Journal of Monetary Economics* 52(1), 213-242.
- Dotsey, M., King, R. G. e Wolman, A. L. (1999), "State-dependent pricing and the general equilibrium dynamics of money and output", *The Quarterly Journal of Economics* 114(2), 655-690.
- Fabiani, S., Druant, M., Hernando, I., Kwapil, C., Landau, B., Loupias, C., Martins, F., Mathä, T., Sabbatini, R., Stahl, H. e Stokman, A. (2006), "What firms' surveys tell us about price-setting behavior in the Euro Area", *International Journal of Central Banking* 2(3).
- Fabiani, S., Loupias, C., Martins, F. e Sabbatini, R. (2007), *Pricing Decisions in the Euro Area: How Firms Set Prices and Why*, Oxford University Press.
- Golosov, M. e Lucas, R. E. (2007), "Menu costs and Phillips curves", *Journal of Political Economy* 115, 171-199.
- Gopinath, G. e Itskhoki, O. (2010), "Frequency of price adjustment and pass-through", *The Quarterly Journal of Economics* 125(2), 675-727.

- Martins, F. (2010), "Price stickiness in Portugal: evidence from survey data", *Managerial and Decision Economics* 31(2-3), 123-134.
- Midrigan, V. (2007), "Menu costs, multi-product firms, and aggregate fluctuations", CFS Working Paper Series 2007/13, Center for Financial Studies.
- Sheshinski, E. e Weiss, Y. (1977), "Inflation and costs of price adjustment", *Review of Economic Studies* 44(2), 287-303.
- Woodford, M. (2003), Interest and Prices, Princeton University Press: Princeton, New Jersey.
- Woodford, M. (2009), "Information-constrained state-dependent pricing", *Journal of Monetary Economics* 56(Suplement), S100-S124.
- Zbaracki, M. J., Ritson, M., Levy, D., Dutta, S. e Bergen, M. (2004), "Managerial and customer costs of price adjustment: Direct evidence from industrial markets", *The Review of Economics and Statistics* 86(2), 514-533.

SOBRE A SENSIBILIDADE CÍCLICA DOS SALÁRIOS*

Pedro Portugal**

Anabela Carneiro***

Paulo Guimarães****

"O que está na pessoa se deve estimar: tudo o mais é da fortuna"

"Quem muito estima cousas pequenas, nunca faz nenhuma grande"

D. Francisco de Portugal, 1º Conde de Vimioso, Século XVI

A flexibilidade dos salários reais em Portugal

O mercado de trabalho português foi conspícuo, durante décadas, por observar taxas de desemprego baixas e fortemente contracíclicas. Perante a evidência generalizada duma muito fraca mobilidade do fator trabalho, os investigadores apontaram, naturalmente, para a flexibilidade dos salários reais como a razão principal deste resultado. Ao longo desse período foi acumulada investigação convincente sugerindo uma forte sensibilidade cíclica dos salários agregados ao comportamento da taxa de desemprego¹. Ainda assim, na caixa "Flexibilidade dos Salários Reais em Portugal", inserida no relatório do Banco de Portugal de 1998, era avançada uma prevenção:

"É conveniente ter presente que o enquadramento institucional do mercado de trabalho português, na configuração que o influenciou ao longo da última década, foi contemporâneo com níveis relativamente elevados de crescimento dos preços. A recente alteração do regime monetário, a que está associado um regime de baixa inflação, poderá alterar significativamente, num sentido não previsível, os parâmetros definidores da determinação de salários em Portugal. Isto é, não estarão necessariamente garantidas no futuro, com o novo enquadramento da economia portuguesa, as condições de flexibilidade dos salários reais."

No relatório do Banco de Portugal de 2004, por sua vez, na caixa intitulada "Rigidez Nominal e Real dos Salários: Uma Abordagem Microeconómica" era explicitada a preocupação seguinte:

"Uma forte rigidez nominal dos salários poderá, num regime de baixa inflação, condicionar seriamente o comportamento das empresas levando-as, quando confrontadas com a necessidade de

^{*} Ao longo das suas várias reencarnações este trabalho beneficiou das correções e sugestões amigas de muitos investigadores. Os autores estão muito gratos pela ajuda dada por Marta Abreu, Bernardino Adão, António Antunes, Isabel Horta Correia, Cláudia Duarte, Ricardo Félix, Vítor Gaspar, José António Machado, Carlos Robalo Marques, Pedro Martins, Maximiano Pinheiro e Pedro Raposo. Os autores agradecem também a competente, diligente e eficiente ajuda computacional de Lucena Vieira. Agradece-se a Sónia Torres a disponibilização de séries estatísticas. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade dos autores, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema.

^{**} Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

^{***} Universidade do Porto, CEF.UP.

^{****} Universidade do Porto, University of South Carolina, CEF.UP.

⁽¹⁾ Ver Luz e Pinheiro (1993), Gaspar e Luz (1997), Dias, Esteves e Félix (2004), Marques (2009) e Martins, Marques e Portugal (2009).

reagir a choques negativos (que poderão ser desencadeados, por exemplo, por uma intensificação da concorrência no mercado do produto), a preferir ajustar o emprego em vez dos salários, agravando o nível de desemprego."

Na presença de valores historicamente elevados da taxa de desemprego, importará revisitar a relação entre os salários e a taxa de desemprego. Uma dimensão importante da flexibilidade dos salários tem tradução no comportamento cíclico dos salários reais. Como reagem os salários reais às alterações da atividade económica? Ajustamentos do emprego ao longo da curva da procura agregada de trabalho desencadeiam uma reação contracíclica dos salários reais. Alternativamente, a substituição intratemporal de trabalho por lazer ao longo da curva dinâmica da oferta de trabalho gerará uma sensibilidade dos salários reais em sintonia com o ciclo económico. Saber se é o efeito da procura ou da oferta de trabalho que predomina é uma questão essencialmente empírica.

A heterogeneidade dos trabalhadores, das empresas e dos postos de trabalho

A caracterização do comportamento cíclico dos salários pode ser, porém, parcialmente obscurecida pelas alterações na composição da força de trabalho ao longo do ciclo económico. De facto, o uso de indicadores agregados de salários confunde, de forma irrecuperável, o efeito de alterações na dispersão dos salários, na distribuição das horas trabalhadas e na composição da força de trabalho. Uma implicação adicional do emprego de dados agregados é que implicitamente se assume que a relação entre os salários reais e o ciclo económico é a mesma para todos os trabalhadores, estabelecimentos, indústrias ou profissões.

Neste contexto, está documentado o viés introduzido pela maior tendência a reter trabalhadores qualificados durante a fase de recessão (e recrutar trabalhadores não qualificados durante expansões) gerando, na ausência de qualquer controlo sobre este tipo de heterogeneidade dos trabalhadores, a ilusão de um comportamento contracíclico dos salários. A alteração da composição sectorial do emprego ao longo do ciclo económico, através da entrada e saída de empresas, poderá também influenciar de forma espúria a medida da sensibilidade cíclica dos salários. Por sua vez, a emergência de postos de trabalho bem remunerados durante a fase ascendente do ciclo e a mudança para postos de trabalho mal remunerados durante a fase descendente do ciclo económico ("job cyclical upgrading/downgrading"), tenderá a amplificar artificialmente a indicação de um comportamento dos salários ajustado com o ciclo económico (Gertler e Trigari, 2009).

Neste ensaio pretende-se reavaliar o comportamento cíclico dos salários reais em Portugal, tendo em consideração a heterogeneidade dos trabalhadores, dos postos de trabalho e das práticas de remuneração². Este estudo requer o acesso a bases de dados longitudinais com um conteúdo informativo invulgarmente rico e a utilização de técnicas de estimação especialmente adequadas à presença de vários tipos de heterogeneidade observada e não observada. Neste sentido, foram utilizados os registos individuais dos Quadros de Pessoal de 1986 a 2007.

⁽²⁾ A ideia de considerar na estimação os efeitos fixos empresa e posto de trabalho surgiu na sequência de várias discussões reveladoras com Mark Gertler e com Antonella Trigari.

O tratamento da heterogeneidade comportou, em primeiro lugar, a distinção entre o ingresso e a manutenção dos trabalhadores na empresa, no sentido de contemplar a separação, enfatizada pela teoria económica, entre o comportamento dos salários dos trabalhadores recentemente recrutados e o dos outros trabalhadores. Em segundo lugar, a análise foi conduzida de forma a permitir fazer a inferência condicional nas características observadas dos indivíduos (nomeadamente, o género, a idade e a escolaridade dos trabalhadores). Por fim, a técnica de estimação utilizada permitiu isolar o efeito das características desconhecidas, mas constantes ao longo do período de estimação, dos trabalhadores (como a motivação, a disciplina, a criatividade ou a capacidade de liderança), das empresas (como a competência empresarial, a estrutura organizacional, o poder de mercado ou a especialização da produção) e dos postos de trabalho (como a complexidade das tarefas, a complementaridade com equipamentos sofisticados, etc.). Para esse efeito foram introduzidos no modelo efeitos fixos por trabalhador, empresa e posto de trabalho, ou seja, um conjunto de variáveis dummy para cada um dos efeitos Foi, assim, especialmente desenvolvido em Carneiro, Guimarães e Portugal (2010) um algoritmo que garante uma solução exata de mínimos quadrados ordinários ao problema da estimação de um modelo de regressão com vários efeitos fixos de elevada dimensionalidade. Tanto quanto é do conhecimento dos autores, nunca antes, na literatura científica, foi apresentada uma estimação com três tipos de efeitos fixos de elevada dimensionalidade3.

Um modelo econométrico com três efeitos fixos de elevada dimensionalidade

A especificação base da equação de regressão é a seguinte:

$$lnw_{\mathit{ijft}} = \lambda_{\mathit{i}} + \gamma_{\mathit{f}} + \theta_{\mathit{j}} + x_{\mathit{it}}\beta + \alpha t + \delta t^2 + \varphi \, ingresso_{\mathit{ijft}} + \xi_{\mathit{s}} ciclo_{\mathit{t}} + \xi_{\mathit{h}} ciclo_{\mathit{t}} * ingresso_{\mathit{ijft}} + u_{\mathit{ijft}}$$

em que w_{ijk} corresponde à remuneração mensal corrigida da taxa de inflação do indivíduo i, no posto de trabalho j da empresa f, no período t. λ_i representa o efeito fixo do trabalhador, γ_f denota o efeito fixo da empresa e θ_j identifica o efeito fixo do posto de trabalho⁴. x é um vetor de características individuais, variáveis no tempo, como a idade (e o seu quadrado) e a escolaridade do trabalhador. t e t^s definem uma tendência quadrática e a variável ciclo corresponde ao indicador do ciclo económico. Uma vez que estamos particularmente interessados em comparar o comportamento cíclico dos salários reais dos trabalhadores que permanecem na mesma empresa em anos consecutivos e dos trabalhadores recém-recrutados, foi ainda incluída no modelo uma variável dummy que indica a presença de um novo ingresso (antiguidade na empresa inferior a 12 meses) e um termo de interação entre esta última e o indicador do ciclo. Os parâmetros de interesse são ξ_s e ξ_h . No caso em que o indicador do ciclo económico utilizado é a taxa de desemprego, ξ_s mede a semielasticidade dos salários reais em relação à taxa de desemprego para os trabalhadores que permanecem na empresa em dois anos consecutivos, e ξ_h o acréscimo nessa mesma semielasticidade associado a novos recrutamentos.

⁽³⁾ O leitor menos encantado pela magia da estimação deste tipo de modelos poderá, sem risco grave, abster-se de ler as duas próximas secções. A este leitor bastar-lhe-á conceber que é possível estimar um modelo com 6 171 261 "dummies" identificando cada trabalhador, 520 147 "dummies" identificando cada empresa e 108 035 "dummies" identificando cada categoria profissional.

⁽⁴⁾ O posto de trabalho é identificado com base na categoria profissional do trabalhador tal como é definida na contratação coletiva.

É fácil (mas moroso) estimar um modelo de regressão com efeitos fixos de elevada dimensionalidade

Como a nossa base de dados consiste num painel de observações anuais com múltiplas observações por trabalhador e por empresa, em princípio, torna-se possível isolar o efeito das características observadas e não observadas dos trabalhadores, das empresas e dos postos de trabalho que permanecem constantes ao longo do tempo. Isto pode ser feito mediante a introdução de efeitos fixos ou aleatórios, embora a opção por efeitos fixos seja preferível por não impor qualquer restrição na correlação entre os efeitos observados e os não observados.

A introdução de um efeito fixo num modelo de regressão linear é relativamente simples. Por exemplo, a introdução de um efeito fixo por empresa consiste na introdução de uma variável *dummy* específica a cada empresa. Se o número de empresas for muito elevado, como no caso em apreço, então a aplicação da fórmula do estimador de mínimos quadrados obriga à inversão de uma matriz de larga dimensão, tornando-se impraticável. Felizmente, existe uma solução simples que permite recuperar as estimativas dos coeficientes do modelo com um efeito fixo sem requerer a introdução das variáveis *dummy* na regressão. Este estimador é conhecido como "*within-groups*" e resulta da aplicação direta do teorema de regressão de Frish-Waugh-Lovell. Em termos práticos consiste na transformação prévia das variáveis originais do modelo subtraindo a cada uma a média calculada para cada grupo (empresas neste caso).

A questão torna-se mais complicada se pretendermos lidar com dois ou mais efeitos fixos, ambos com elevada dimensionalidade. Este é o caso que tratamos aqui onde pretendemos controlar simultaneamente para efeitos fixos de 520 147 empresas, 6 171 261 trabalhadores e 108 035 postos de trabalho. Neste caso, mesmo que se evite a estimação de um dos efeitos fixos usando o estimador "within-groups" seria ainda impraticável estimar um modelo que incluísse variáveis dummy para os outros efeitos fixos. Num conhecido trabalho, Abowd et al. (1999) trataram o problema da estimação de um modelo de regressão linear que inclui dois efeitos fixos ambos com alta dimensionalidade, tendo sugerido algumas soluções aproximadas para as estimativas de mínimos quadrados. Mais tarde, Abowd et al. (2002) sugeriram um algoritmo iterativo que fornece a solução exata para este problema.

Na prática a implementação deste último método tem-se revelado problemático quando aplicado a bases de dados muito grandes. Para além disso, também não é óbvio como estender o método para mais de dois efeitos fixos de alta dimensionalidade. Face a estes problemas, acabámos por desenvolver um algoritmo cíclico que conduz à solução exata do problema de estimação do modelo de regressão linear com dois ou mais efeitos fixos de alta dimensionalidade. O algoritmo é simples e lento, mas tem a vantagem de exigir relativamente pouco em termos computacionais. A extrema simplicidade deste algoritmo é demonstrada com detalhe no apêndice.

A negociação salarial em Portugal

Em Portugal, a determinação das remunerações dos trabalhadores do setor privado da economia obedece às restrições impostas por dois patamares. O primeiro, simplesmente, define a remuneração mínima garantida, isto é, o salário mínimo, o qual estabelece um chão salarial para a generalidade dos trabalhadores. O segundo patamar é determinado através da negociação entre as associações de empregadores e os sindicatos que convergem na definição da "tabela salarial" que define, para cada categoria profissional, o valor mínimo da respetiva remuneração.

O acordo sobre as tabelas salariais que constitui o elemento central, mas não único, das negociações, pode resultar de acordos sectoriais (os de maior prevalência), de acordos de empresa ou de acordos multi-empresa. Apesar de, legalmente, o acordo vincular somente as partes envolvidas na negociação - os trabalhadores filiados nos sindicatos e as empresas filiadas nas associações patronais - o Ministério do Trabalho e da Solidariedade Social (MTSS) recorre sistematicamente a mecanismos de extensão para alargar a todas as empresas e trabalhadores do setor a cobertura do acordo coletivo.

É muitas vezes do interesse das empresas remunerar os seus trabalhadores acima dos valores da "tabela". A principal motivação das empresas em garantir salários mais elevados do que os salários contratados é reter aqueles trabalhadores que por terem sido sujeitos a processos de seleção e formação, demonstraram constituir bons emparelhamentos com os respetivos postos de trabalho.

A sensibilidade cíclica dos salários reais

A sensibilidade cíclica dos salários reais pode ser condensada na reação dos salários à taxa de desemprego⁵. Na primeira linha do Quadro 1, exibem-se as semielasticidades dos salários reais em relação à taxa de desemprego, exercendo controlo somente sobre a heterogeneidade observada dos indivíduos⁶. Assim, a um aumento da taxa de desemprego de um ponto percentual corresponde uma diminuição de 1.685 por cento dos salários reais dos trabalhadores que permanecem na mesma empresa em anos consecutivos, e a uma redução de 2.319 (1.685+0.634) por cento dos salários reais de um trabalhador recém-recrutado⁷⁸.

Esta evolução pode resultar, evidentemente, quer da alteração da composição do emprego quer da modificação da reação dos salários, quando se considera uma força de trabalho homogénea ao longo do período considerado. A consideração dos efeitos associados a características não observadas dos trabalhadores permite perceber que uma parte significativa da perda da sensibilidade

⁽⁵⁾ Neste ensaio a taxa de desemprego utilizada é a taxa agregada para a economia portuguesa. Em Duarte et al. (2010) utilizam-se medidas desagregadas do ciclo económico.

⁽⁶⁾ A variável dependente é definida como a remuneração mensal corrigida da taxa de inflação, excluindo a retribuição das horas extraordinárias. As regressões incluem como variáveis independentes, para além das variáveis cíclicas, uma tendência quadrática, a indicação da presença de um ingresso (antiguidade na empresa inferior a 12 meses), assim como o género, a idade (e o seu quadrado) e a escolaridade do trabalhador.

⁽⁷⁾ As estimativas convencionais do erro-padrão associado ao estimador do coeficiente da variável que mede o ciclo económico tenderão a estar dramaticamente subavaliadas, uma vez que esta variável contém apenas variação temporal. Este problema é expeditamente ultrapassado calculando um desvio padrão robusto que reflita apenas a variabilidade temporal ("clustered-robust standard error").

⁽⁸⁾ Utilizando uma metodologia distinta desta, Martins et al. (2010) obtem, para Portugal, valores comparáveis para as semi-elasticidades.

Quadro 1

SENSIBILIDADE CÍCLICA DOS SALÁI	RIOS REAIS (N =30 906 573)
Variável cíclica	

	Mínimos Quadra	dos Ordinários
	Trabalhadores que permanecem na empresa	Acréscimo associado a novos recrutamentos
axa de desemprego	-1.685	-0.634
	(0.336)	(0.317)
	Efeitos Fixos do	Trabalhador
	Trabalhadores que permanecem na empresa	Acréscimo associado a novos recrutamentos
axa de desemprego	-1.883	-0.814
	(0.384)	(0.222)
	Efeitos Fixos do Traba	lhador e da Empresa
	Trabalhadores que permanecem na empresa	Acréscimo associado a novos recrutamentos
axa de desemprego	-1.683	-0.503
	(0.320)	(0.162)
	Efeitos Fixos do Trabalhador, da E	Empresa e do Posto de Trabalho
	Trabalhadores que permanecem na empresa	Acréscimo associado a novos recrutamentos
axa de desemprego	-2.094	-0.594
	(0.384)	(0.147)

Fonte: Quadros do Pessoal (1986-2007). **Nota:** Erros padrão robustos em parêntesis.

cíclica dos salários reais está, de facto, associada a alterações da composição do emprego. Da comparação entre a primeira e a segunda linha do Quadro 1 resulta que a recomposição da força de trabalho ao longo do ciclo económico engendra um viés no sentido contracíclico, o que é consistente com o facto bem documentado na literatura de que em períodos de recessão as empresas tendem a reter os trabalhadores mais qualificados.

Em oposição, a recomposição sectorial do emprego resultante do processo de entrada e saída de empresas ao longo do ciclo económico, tende a gerar um viés pró-cíclico (terceira linha do Quadro 1).

Finalmente, controlando adicionalmente para a heterogeneidade dos postos de trabalho, aumenta consideravelmente a sensibilidade cíclica dos salários à taxa de desemprego. Um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego induz uma redução nos salários reais de um trabalhador que permanece na empresa por dois períodos consecutivos de 2.094 por cento, e uma redução de 2.688 por cento para um trabalhador recém-recrutado. Este resultado parece sugerir que a componente não observada da recomposição dos postos de trabalho segue uma trajetória cíclica semelhante à da componente não observada da recomposição da força de trabalho, reforçando a ideia de uma maior tendência a manter postos de trabalho melhor remunerados em períodos de recessão e a preencher postos de trabalho pior remunerados em períodos de expansão.

Em síntese, as estimativas apresentadas no Quadro 1 espelham uma evidência genérica de flexibilidade salarial no período de 1986 a 2007, em especial para os trabalhadores recém-recrutados.

Salários contratados e a almofada salarial

Em Cardoso e Portugal (2005), a almofada salarial ("wage cushion") é definida como a diferença (em logs) entre o salário base mensal real observado e o salário mensal real acordado em negociação coletiva para a respetiva categoria profissional. Curiosamente, observa-se que a maior sensibilidade cíclica dos salários reais dos recém-recrutados é decisivamente marcada pelo comportamento cíclico da almofada salarial (Quadro 2). Na verdade, o salário contratado em negociação coletiva é muito sensível à evolução da taxa de desemprego quer para os trabalhadores que permanecem na empresa quer para os novos contratados, mas no caso destes últimos os arranjos contratuais determinados ao nível da empresa também desempenham um papel importante na explicação do comportamento cíclico dos salários reais.

SENSIBILIDADE CÍCLICA DOS SALÁRIOS REAIS, POR DEFINIÇÃO DE SALÁRIO (N =30 906 573)

Quadro 2

	Efeitos fixos do trabalhador, da	a empresa e do posto de trabalho			
	Variável dependente: Salário Contratado				
	Trabalhadores que permanecem na empresa	Acréscimo associado a novos recruta- mentos			
Taxa de desemprego	-1.981	-0.055			
	(0.410)	(0.054)			
	Variável dependente: Almofada Salarial				
	Trabalhadores que permanecem na empresa	Acréscimo associado a novos recruta mentos			
Taxa de desemprego	-0.113	-0.539			
	(0.184)	(0.122)			
	Variável dependente: Salário Mensal				
	Trabalhadores que permanecem na empresa	Acréscimo associado a novos recruta mentos			
Taxa de desemprego	-2.094	-0.594			
	(0.384)	(0.147)			

Trabalhadores que permanecem na

empresa

-2.197 (0.597)

Variável dependente: Salário Horário

Acréscimo associado a novos recruta-

-0 482

(0.157)

Fonte: Quadros do Pessoal (1986-2007) Nota: Erros padrão robustos em parêntesis

Taxa de desemprego

Uma decomposição reveladora da taxa de desemprego9

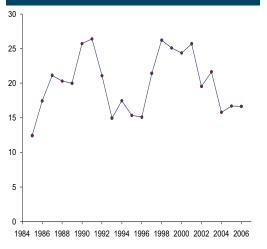
Uma forma especialmente esclarecedora de caracterizar a evolução da taxa de desemprego é a decomposição deste indicador na probabilidade de encontrar um posto de trabalho e na probabilidade de perder o posto de trabalho (Gráficos 1 e 2)¹⁰. O comportamento destes indicadores revela

⁽⁹⁾ Agradecemos a Olivier Blanchard a sugestão para proceder a esta decomposição da taxa de desemprego no tratamento do comportamento cíclico dos salários.

⁽¹⁰⁾ O cálculo destas probabilidades obedece à formulação de Shimer (2005) que tem requisitos de informação mínimos (Torres, 2009). No caso da probabilidade de perder um posto de trabalho, a expressão é o rácio entre o número de desempregados de curta duração (desempregados há menos de três meses), v_{i+1}^* , e o volume de emprego, $e_i : \frac{v_i^* - v_{i+1}^*}{e}$. No caso da probabilidade de encontrar um posto de trabalho a equação é a seguinte: $\frac{v_i^* - v_{i+1}^* - v_{i+1}^*}{e}$, em que v_i^* denota o stock de desempregadós no trimestre t. A série de desemprego foi harmonizada de forma a permitir a utilização da definição de desemprego em sentido restrito ao longo de todo o período.

Gráfico 1

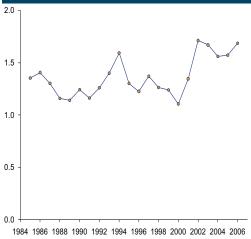




Fontes: INE e cálculos de Sónia Torres.

Gráfico 2





Fontes: INE e cálculos de Sónia Torres.

mais uma vez a conhecida esclerose do mercado de trabalho português, que tem tradução numa baixa intensidade de fluxos entre o desemprego e o emprego e entre o emprego e o desemprego (Blanchard e Portugal, 2001; Varejão e Portugal, 2007). O valor médio da probabilidade de encontrar um posto de trabalho, 19.5 por cento, é menos de metade da estimativa de 46 por cento para a economia americana (Shimer, 2005). Por sua vez, o valor médio da probabilidade de perder um posto de trabalho, 1.4 por cento, é menos de metade da estimativa de 3.5 por cento obtida para a economia americana.

Neste contexto, é muito interessante verificar que no mercado de trabalho português é a duração do desemprego (o inverso da probabilidade de obter um emprego) que determina mais decisivamente a evolução da taxa de desemprego (Torres, 2009).

Os salários reais, em geral, reagem tanto à alteração da probabilidade de obter um posto de trabalho como à alteração da probabilidade de perder um posto de trabalho. Assim, a um aumento de um ponto percentual na probabilidade de obter um emprego corresponderá um aumento de 0.51 por cento dos salários reais dos trabalhadores que ingressaram num novo posto (segunda linha do Quadro 3). Em contrapartida, a um aumento de um ponto percentual na probabilidade de perder um posto de trabalho corresponderá uma diminuição de 9.5 por cento dos salários reais dos trabalhadores que ingressaram num novo posto (terceira linha do Quadro 3). No entanto, quando são consideradas as bandas de variação das duas probabilidades, o efeito destes indicadores agregados sobre os salários é de magnitude semelhante¹¹.

⁽¹¹⁾ Estes resultados são consistentes com os obtidos por Addison, Machado e Portugal (2010) que mostram que os salários de reserva diminuem com a duração do desemprego e com Carneiro e Portugal (2008) que estabelecem um relação negativa entre os salários e a probabilidade de separação através de despedimento.

Quadro 3

SENSIBILIDADE CÍCLICA DOS SALÁRIOS REAIS, DE ACORDO COM DIFERENTES MEDIDAS DO CICLO ECONÓMICO (N =30 906 573)

Variável cíclica

	Trabalhadores que permanecem na	Acréscimo associado a novos
To a de decembra	empresa	recrutamentos
Taxa de desemprego	-2.094 (0.384)	-0.594 (0.147)
Probabilidade de encontar um emprego	0.418	0.088
	(0.075)	(0.026)
Probablidade de perder o emprego	-10.3	0.8
	(4.2)	(1.2)

Fonte: Quadros do Pessoal (1986-2007). **Nota:** Erros padrão robustos em parêntesis.

A quebra recente da sensibilidade cíclica dos salários

Finalmente, interessará revisitar esta questão do comportamento cíclico dos salários reais, à luz do novo enquadramento institucional imposto pela adesão ao euro em 1999.

Para analisar o impacto da alteração do regime monetário em Portugal sobre a relação salários reais e taxa de desemprego, estimou-se o modelo base incluindo uma variável binária que identifica o período de 1999 a 2007.

As estimativas apresentadas no primeiro painel do Quadro 4 retratam evidência de forte flexibilidade salarial para o período de 1986-1998, em particular para os trabalhadores recém-recrutados¹². Há, contudo, uma indicação clara de que a sensibilidade cíclica dos salários reais terá diminuído significativamente desde 1999. No período pós-adesão a semi-elasticidade diminui 1,808 pontos percentuais para os "stayers" e 2,468 (1,808+0,660) pontos percentuais para os trabalhadores recém-recrutados.

Quadro 4

A QUEBRA DA SENSIBILIDADE CÍCLICA DOS SALÁRIOS REAIS (N = 30 906 573) Variável cíclica

Efeitos fixos do trabalhador, da empresa e do posto de trabalho

	Trabalhadores que permanecem na empresa		Acréscimo associado a novos recrutamentos		
	Coeficiente	Variação no coeficiente	Coeficiente	Variação no coeficiente	
	1986-1998	1999-2007	1986-1998	1999-2007	
Taua da dasanana	-2.612	1 808	-0.990	0.66	
Taxa de desemprego	(0.709)	(1.213)	(0.175)	(0.215)	
	1986-2000	2001-2007	1986-2000	2001-2007	
Taya da dagamaraga	-2.460	2.462	-0.955	0.612	
Taxa de desemprego	(0.560)	(1.213)	(0.117)	(0.165)	

Fonte: Quadros do Pessoal (1986-2007). Nota: Erros padrão robustos em parêntesis.

⁽¹²⁾ Días et al. (2004) argumentam convincentemente que uma parte importante desta sensibilidade dos salários ao ciclo económico se deveu às desvalorizações cambiais.

Se, porém, se admitir que o efeito da alteração do regime monetário se transmite ao mercado de trabalho e, em particular, à negociação salarial com algum desfasamento, então, a indicação de quebra da sensibilidade cíclica dos salários é ainda mais expressiva. Para os trabalhadores que permanecem na empresa em dois anos consecutivos o efeito associado à taxa de desemprego é virtualmente nulo para o período 2002-2007, enquanto que para os trabalhadores recém-recrutados a semielasticidade dos salários em relação à taxa de desemprego é de -0.343 por cento. É, em certo sentido, pouco tranquilizador saber que estas indicações não resultam de alterações da composição dos trabalhadores, das empresas ou das categorias profissionais, uma vez que estes resultados são obtidos controlando os efeitos composicionais.

Ressalvado o cuidado que deve ser exercido na interpretação destes resultados, dada a incerteza temporal associada à medida do ciclo económico, é natural invocar a perda de sensibilidade dos salários reais como um dos mecanismos responsáveis, entre outros, pelos atuais desequilíbrios macroeconómicos da economia portuguesa (Blanchard, 2007).

Sobre a inadequada arquitetura do sistema de formação de salários em Portugal

No debate sobre a economia portuguesa, é misteriosamente ignorada a essencialidade da determinação do desemprego pelo comportamento dos salários. O aumento continuado da duração do desemprego, em conjugação com a quebra da sensibilidade dos salários reais às condições do mercado de trabalho português, espelha, na interpretação destes autores, uma evolução dos salários negociados ("bargained wages") em desalinho com a dos salários exequíveis ("feasible wages"). ¹³

A indicação da diminuição da sensibilidade cíclica dos salários reais poderá estar associada à inadequação dos mecanismos de determinação salarial em regimes de baixa inflação. A utilização generalizada de procedimentos que asseguram a extensão dos acordos à totalidade do setor tenderá a exacerbar a já de si forte rigidez nominal dos salários.

Por sua vez, a crescente generosidade do sistema de subsídio de desemprego, em especial no que diz respeito à duração potencial do subsídio, terá facilitado um convívio mais tolerável com a situação de desemprego, favorecendo salários de reserva persistentemente mais elevados e menos sensíveis, portanto, ao agravamento da taxa de desemprego.

No atual enquadramento institucional da economia portuguesa, a sucessão de aumentos dos custos de trabalho através da fixação da retribuição mínima garantida, incidindo, especialmente, sobre as franjas de ajustamento marginal do mercado de trabalho português, poderá conduzir a uma indesejável quebra da taxa de chegada de ofertas de trabalho e, por esta via, a um agravamento da taxa de desemprego.

A atual arquitetura do sistema de formação de salários já não parece, de facto, capaz de garantir a necessária flexibilidade dos salários reais. Neste contexto, parece mais adequado considerar, à semelhança de outros países europeus, a introdução de mecanismos de negociação salarial descentralizada, permitindo às empresas, nomeadamente, a possibilidade de voluntariamente aderirem ("opting-in") a um acordo salarial ou dele se autoexcluírem ("opting-out").

(13) Ver Blanchard e Portugal (2001).

REFERÊNCIAS

- Abowd, J., R. Creecy e F. Kramarz, "Computing Person and Firm Effects Using Linked Longitudinal Employer-Employee Data", *mimeo*, 2002.
- Abowd, J., F. Kramarz e D. Margolis, "High Wage Workers and High Wage Firms", *Econometrica*, 67, 1999.
- Addison, J. T., Machado, J. A. e Pedro Portugal, Banco de Portugal, "The Reservation Wage Unemployment Nexus," *Working Paper* 26, 2010.
- Blanchard, O., "Adjustment within the euro. The difficult case of Portugal," *Portuguese Economic Journal*, 6, 2007.
- Blanchard, O. e P. Portugal, "What Hides behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U. S. Labor Markets", *American Economic Review*, 91, 2001.
- Cardoso, A. e P. Portugal, "Contractual Wages and the Wage Cushion under Different Bargaining Settings", *Journal of Labor Economics*, 23, 2005.
- Carneiro A. e P. Portugal, "Wages and the Risk of Displacement," *Research in Labor Economics*, 18, 2008.
- Carneiro, A., Guimarães, P. e P. Portugal, "Real Wages and the Business Cycle: Accounting for Worker, Firm, and Job Title Heterogeneity", *mimeo*, 2010.
- Dias, F., Esteves, P. e R. Félix, "Uma Nova Avaliação das Estimativas da NAIRU para a Economia Portuguesa", Banco de Portugal, *Boletim Económico* Primavera 2004.
- Duarte, A., Portugal, P., Carneiro, A. e P. Guimarães, "How do Wages React to the Business Cycle?

 Disentangling between the Job Finding and the Job Separation Probability", *mimeo*, 2010.
- Gaspar, V. e S. Luz, "Desemprego e Salários em Portugal", Banco de Portugal, *Boletim Económico* Dezembro 1997.
- Gertler, M. and A. Trigari (2009), "Unemployment Fluctuations with Staggered Nash Bargaining", Journal of Political Economy, 117.
- Guimarães, P. e P. Portugal, "A Simple Feasible Procedure to Fit Models with High-Dimensional Fixed Effects," *Stata Journal*, 4, 2010.
- Luz, S. e M. Pinheiro, "Desemprego, Vagas e Crescimento Salarial", Banco de Portugal, *Boletim Trimestral* Junho 1993.
- Martins, F., Marques, C. R. e P. Portugal, "Price and Wage Setting in Portugal," in *The Portuguese Economy in the Context of Economic and Finacial Monetary Integration*, Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.
- Martins, P., G. Solon e J. Thomas (2010), "Measuring What Employers Really Do about Entry Wages over the Business Cycle", IZA *Discussion Paper* No 4757.

- Marques, C., "Wage and Price Dynamics in Portugal", ECB working paper, 2009.
- Shimer, R., Reassessing the Ins and Outs of Unemployment, NBER, 2005.
- Torres, S. (2009), Unemployment, Worker Flows and Wages Formation in the Portuguese Labour Market, Doctoral Dissertation in Economics, Universidade do Porto, Faculdade de Economia.
- Varejão J. e P. Portugal, "Employment Dynamics and the Structure of Labor Adjustment Costs", Journal of Labor Economics, 25, 2007.

ANEXO

Para se entender como funciona o algoritmo comecemos por definir um modelo de regressão linear em forma matricial onde se inclui um efeito fixo de dimensão n,

$$Y = X\beta + D1\alpha + \varepsilon$$

Aqui X é uma matriz de dimensão $M \times k$ contendo as variáveis explicativas observadas, D1 é uma matriz de dimensão $M \times n$ contendo as n variáveis dummy relativas ao efeito fixo e α e β são os vetores com os coeficientes de regressão do modelo. Se conhecêssemos a solução de mínimos quadrados para α então poderíamos calcular o vetor $D1\alpha$ (que tem dimensão $M \times 1$) e adicioná-lo como uma variável explicativa a uma regressão linear entre Y e X. Esta estratégia iria permitir obter as estimativas de mínimos quadrados para β . Por outro lado, se conhecêssemos a solução de mínimos quadrados para β , poderíamos facilmente obter as estimativas de mínimos quadrados para α .

Neste caso, as estimativas de mínimos quadrados para α seriam as médias por grupo dos elementos do vetor $u=Y-X\beta$. Isto quer dizer que o modelo pode ser estimado usando um algoritmo que alterne entre a estimação de α e β . Uma possível estratégia para implementação do algoritmo seria a seguinte sequência de iterações:

- 1) Obter valores iniciais para β regredindo Y em X;
- 2) Calcular os resíduos u usando a última estimativa de β ;
- 3) Estimar α calculando as médias por grupo dos elementos de u;
- 4) Estimar β regredindo Y em X e incluindo uma variável adicional, $D1\alpha$, calculada com a última estimativa de α ;
- 5) Voltar ao passo 2 e iterar até obter convergência;

Devemos notar que este algoritmo exige apenas a estimação de regressões com k+1 variáveis explicativas e o cálculo de médias por grupo dos resíduos da regressão.

Embora funcione, esta estratégia é ineficiente porque, tal como discutimos anteriormente, bastaria efetuar uma regressão simples dos valores transformados de Y e X para obter as estimativas pretendidas de β . Mas consideremos agora a situação em que dispomos de dois efeitos fixos com elevada dimensionalidade. Podemos representar esta situação como,

$$Y=X\beta+D1\alpha+D2\gamma+\varepsilon$$

onde D2 é uma matriz de dimensão $M \times p$ contendo p colunas que indicam pertença ao segundo grupo e γ é um vetor de parâmetros.

Neste caso o algoritmo proposto acima pode ser facilmente modificado para acomodar esta nova situação. Bastará agora alternar entre a solução de β , α e γ . Assim, para estimar β efetuamos a regressão de Y em X, incluindo duas variáveis adicionais contendo os valores de α e γ para cada ob-

servação. A cada passo obtemos estimativas para α calculando as médias agrupando os resíduos de estimação $u=Y-X\beta-D2\gamma$ e as estimativas de γ são obtidas de forma similar. Isto quer dizer que podemos obter a solução exata de mínimos quadrados sem necessidade de inverter uma matriz de alta dimensionalidade. A implementação do algoritmo obriga ao cálculo de várias regressões com k+2 variáveis explicativas e de médias por grupo dos resíduos de estimação.

Se quisermos incluir um terceiro efeito fixo na regressão poderemos implementar as regressões acima descritas utilizando o estimador "within-groups" para evitar a estimação direta dos coeficientes do terceiro efeito. Ou seja, teremos apenas de subtrair a todas as variáveis que entram nas regressões do algoritmo acima descrito a média calculada para os grupos que compõem o terceiro efeito fixo.

Uma desvantagem já notada deste método é a lenta taxa de convergência dos algoritmos cíclicos. No entanto, é possível acelerar o algoritmo retendo as estimativas de α (ou γ) produzidas nas últimas iterações e usando-as para ajustar a trajetória de convergência das estimativas dos coeficientes dos efeitos fixos.

As estimativas dos erros-padrão associados à estimação de β podem também ser obtidas evitando a inversão de uma matriz com elevada dimensionalidade. Através de uma aplicação do teorema de regressão de Frisch-Waugh-Lovell é possível calcular as estimativas dos erros-padrão. A estratégia consiste em expurgar primeiro os três efeitos fixos (usando o algoritmo acima descrito) da variável Y e de cada uma das variáveis X correndo depois a regressão entre as variáveis transformadas de Y e X. Esta regressão, para além de produzir as estimativas corretas para β , produz também as estimativas corretas dos erros-padrão (robustos ou não) desde que se corrijam os graus de liberdade associados à estimativa da variância dos termos de perturbação da regressão. Para mais detalhes ver Guimarães e Portugal (2010).



2010

Janeiro

- 4 de janeiro (Carta-Circular nº 1/2010/DET Banco de Portugal Departamento de Emissão e Tesouraria)
- Informa, no âmbito do quadro de aplicação do DL nº 195/2007, de 15-5, relativamente à contratualização da actividade de recirculação de notas de euro, de que as empresas de transporte de valores ESEGUR, S.A., PROSEGUR, Lda., LOOMIS, S.A. e GRUPO 8, Lda., mantêm, em 2010, as condições habilitantes para o exercício da referida atividade, tendo concluído, em 2009, com sucesso, o processo de adaptação integral àquele regime legal.
- 5 de janeiro (Decreto-Lei nº 2/2010 D.R. nº 2, 1ª Série, Ministério das Finanças e da Administração Pública)

Aprova o processo de reprivatização da totalidade do capital social do BPN, SA.

 5 de janeiro (Decreto-Lei nº 3/2010 D.R. nº 2, 1ª Série, Ministério das Finanças e da Administração Pública) Consagra a proibição de cobrança de encargos pela prestação de serviços de pagamento e pela realização de operações em caixas multibanco.

 7 de janeiro (Instrução nº 1/2010, D.R. nº 16, 2ªSérie, Parte C, Ministério da Administração Pública, Instituto de Gestão da Tesouraria e do Crédito Público) Aprova as condições de emissão de bilhetes do Tesouro (BT) e o estatuto de operadores de mercado.

 14 de janeiro (Instrução do Banco de Portugal nº 01/2010 BNBP 2/2010) Estabelece os procedimentos a adotar na retenção de notas e moedas, cuja falsidade seja manifesta ou haja motivo bastante para ser presumida. Revoga a Instrução nº 9/2009, publicada no BO nº 8/2009, de 17-08-2009.

 15 de janeiro (Instrução do Banco de Portugal nº 27/2009 BNBP 1/2010) Determina, sem prejuízo da aplicação de outras normas, que Instruções são aplicáveis às instituições de pagamento.

 15 de janeiro (Instrução do Banco de Portugal nº 28/2009 BNBP 1/2010) Altera algumas Instruções a fim de as aplicar às Instituições de Pagamento, nova categoria de prestadores de serviços de pagamento.

 15 de Janeiro (Instrução do Banco de Portugal nº 29/2009 BNBP 1/2010) Determina quais as informações contabilísticas a serem remetidas ao Banco de Portugal por parte das instituições de pagamento que desenvolvam outras atividades distintas das da prestação de serviços de pagamento.

 26 de janeiro (Aviso do Banco de Portugal nº 1/2010 D.R.nº27 2ª Série, Parte E) Estabelece a informação a divulgar na declaração sobre a política de remuneração dos membros dos órgãos de administração e de fiscalização das instituições sujeitas à supervisão do Banco de Portugal. O presente Aviso entra em vigor no dia seguinte ao da sua publicação e aplica-se aos exercícios iniciados em ou após 1-1-2010.

1 de fevereiro (Carta-Circular n° 2/10/DSBDR, Banco de Portugal, Departamento de Supervisão Bancária)

- 4 de fevereiro (Despacho n° 5166/2010, Ministério das Finanças e da Administração Pública. Gabinete do Ministro, D.R. n° 57; 2ª Série, Parte C)
- 22 de fevereiro (Instrução do Banco de Portugal nº 4/2010, BNBP nº 3/2010)
- 4 de março (Instrução do Banco de Portugal nº 7/2010, BNBP nº 3/2010)
- 10 de março (Instrução do Banco de Portugal nº 8/2010, BNBP nº 4/2010)
- 15 de março (Instrução do Banco de Portugal nº 5/2010, BNBP nº 3/2010)
- 15 de março (Instrução do Banco de Portugal nº 6/2010, BNBP nº 3/2010)
- 30 de março (Aviso do Banco de Portugal nº 2/2010, D.R. nº 74, 2ª Série, Parte E)

 5 de abril (Instrução do Banco de Portugal 9/2010, BNBP 4/2010)

Fevereiro

Estabelece as recomendações aplicáveis à política de remuneração dos membros dos órgãos de administração e fiscalização das instituições sujeitas à supervisão do Banco de Portugal, bem como dos seus colaboradores que auferem uma remuneração variável e exercem a sua atividade no âmbito das funções de controlo ou noutra que possa ter impacto material no perfil de risco da instituição, com vista a alinhar os mecanismos de compensação remuneratória com uma prudente e adequada gestão e controlo dos riscos

Aprova, nos termos previstos no nº 1 do artº 63 da Lei Orgânica do Banco de Portugal (Lei nº 5/98, de 31-1), o novo Plano de Contas do Banco de Portugal.

Altera a Instrução nº 10/2007, publicada no BO nº 5/2007, de 15-05-2007, relativa às Agências de Notação Externa.

Março

Divulga, para o 2.º trimestre de 2010, as taxas máximas a praticar nos contratos de crédito aos consumidores, celebrados no âmbito do DL nº 133/2009, de 2-6.

Determina que as instituições de crédito devem remeter ao Banco de Portugal informação sobre os contratos de depósito e de crédito, de acordo com o Quadro anexo, a fim de analisar e avaliar o número de reclamações dos clientes.

Altera a Instrução nº 33/2007, publicada no BO nº 1, de 15-1-2008, que regulamentou o funcionamento do sistema nacional do TARGET2.

Altera a Instrução nº 24/2009, publicada no BO nº 11, de 16-11-2009, que regulamentou a concessão de Crédito Intradiário e a Facilidade de Liquidez de Contingência.

Estabelece os deveres mínimos de informação que devem ser observados pelas instituições de crédito, com sede ou sucursal em território nacional, na negociação, celebração e vigência de contratos de crédito à habitação e de crédito conexo. O presente aviso entra em vigor em 1-11-2010, aplicando-se aos empréstimos que venham a ser celebrados após esta data.

Abril

Altera a Instrução nº 1/99, de 15-1-99, que regulamentou o Mercado de Operações de Intervenção (M.O.I.). Revoga a Carta-Circular nº 6/2009/DMR, de 26-02-2009.

 6 de abril (Aviso do Banco de Portugal nº 3/2010, D.R. nº 74, 2ª Série, Parte E) Define o novo regime de contribuições para o Fundo de Garantia do Crédito Agrícola Mútuo por parte da Caixa Central e das Caixas de Crédito Agrícola Mútuo pertencentes ao Sistema Integrado do Crédito Agrícola Mútuo (SICAM), por forma a aproximá-lo do regime que se aplica às instituições participantes do Fundo de Garantia de Depósitos e fixa, para o ano de 2010, a taxa contributiva de base em 0,10%.

 16 de abril (Instrução do Banco de Portugal 10/2010, BNBP 5/2010) Estabelece os deveres de informação a observar pelas instituições de crédito aos seus clientes na negociação, celebração e vigência de contratos de crédito à habitação e de crédito conexo.

 22 de abril (Instrução nº 5/2010 D.R. nº 86 - 2 Série, Parte C Ministério das Finanças e da Administração Pública. Instituto de Gestão da Tesouraria e do Crédito Público) Aprova as condições de emissão de bilhetes do Tesouro (BT) e o estatuto de operadores de mercado. A presente instrução entra em vigor em 1-5-2010.

 22 de abril (Resolução do Conselho de Ministros nº 17/2010 D.R. nº.111, 2ª Série, Presidência do Conselho de Ministros. Conselho de Ministros) Nomeia, nos termos do artº 27 da Lei Orgânica do Banco de Portugal, aprovada pela Lei nº 5/98, de 31-1, o licenciado Carlos da Silva Costa para o cargo de Governador do Banco de Portugal. A presente resolução produz efeitos a 7-6-2010.

 23 de abril (Decreto nº 7/2010 D.R. nº79 - 1ª Série Ministério dos Negócios Estrangeiros) Aprova o Acordo de Cooperação Económica entre a República Portuguesa e a República Democrática de São Tomé e Príncipe com o Objectivo de Reforçar a Estabilidade Macroeconómica e Financeira de São Tomé e Príncipe, assinado em São Tomé em 28 de Julho de 2009. Com essa finalidade cria a Comissão do Acordo de Cooperação Económica (COMACE), no âmbito da qual se prevê a criação de uma Unidade de Acompanhamento Macroeconómico (UAM).

Maio

 10 de maio (Portaria n° 260/2010 D.R. n° 90 - 1 Série, Ministério das Finanças e da Administração Pública) Aprova, ao abrigo do disposto no nº 1 do artº 5 do regime excecional de regularização tributária de elementos patrimoniais, aprovado pelo artº 131 da Lei nº 3-B/2010, de 28-4, o respetivo modelo de declaração e instruções de preenchimento. Compete ao Banco de Portugal conservar estes documentos em arquivo por um período de 10 anos.

 17 de maio (Instrução do Banco de Portugal nº11/2010, BNBP nº 5/2010) Revoga a Instrução nº 49/96, publicada no BNBP nº 1/96, de 17-06, que permitiu às Caixas de Crédito Agrícola Mútuo a abertura de contas Poupança-Habitação mediante algumas condições.

 17 de maio (Instrução do Banco de Portugal nº 12/2010, BNBP nº 5/2010) Regulamenta o reporte de informação estatística ao Banco de Portugal. Revoga a Instrução nº 19/2002, publicada no BO nº 8, de 16.08.2002.

- 18 de maio (Lei n° 8-A/2010 D.R. n°.96, 1ª Série, Assembleia da República)
- 20 de maio (Resolução do Conselho de Ministros nº 40/2010 D.R. nº.112 1ª Série, Presidência do Conselho de Ministros)
- 26 de maio (Decreto-Lei nº 52/2010 D.R. nº.102, 1ª Série, Ministério das Finanças e da Administração Pública)
- 28 de maio (Informação nº 07 JOUE nº 138 Série C, Luxemburgo)

- 9 de junho (Instrução do Banco de Portugal nº 14/2010, BNBP nº 7/2010)
- 9 de junho (Carta-Circular n° 13/10/DSBDR Banco de Portugal Departamento de Supervisão Bancária)
- 11 de junho (Resolução do conselho de Ministros nº 40/2010 D.R. nº 112 1ª Série, Presidência do Conselho de Ministros)
- 11 de junho (Carta-Circular n° 13/10/DET Banco de Portugal.
 Departamento de Emissão e Tesouraria)

Aprova um regime que viabiliza a possibilidade de o Governo conceder empréstimos, realizar outras operações de crédito ativas a Estados membros da zona euro e prestar garantias pessoais do Estado a operações que visem o financiamento desses Estados, no âmbito da iniciativa para o reforço da estabilidade financeira.

Cria um novo instrumento representativo de dívida pública designado Certificados do Tesouro (CT), que tem por finalidade a promoção da poupança de longo prazo dos cidadãos e a dinamização do mercado de dívida pública. A presente resolução entra em vigor a partir de 1-7-2010.

Aprova normas processuais e critérios para a avaliação prudencial dos projetos de aquisição e de aumento de participações qualificadas em entidades do setor financeiro, transpondo para o direito interno a Diretiva nº 2007/44/CE, do Parlamento Europeu e do Conselho, de 5-9. O presente diploma entra em vigor no dia seguinte ao da sua publicação.

Extrato da decisão relativa à abertura do processo de liquidação do Banco Privado Português, tomada nos termos do artº 9 da Diretiva 2001/24/CE do Parlamento Europeu e do Conselho relativa ao saneamento e à liquidação das instituições de crédito. Publicação prevista no artº 13 da referida Diretiva e no artº 21 do DL nº 199/2006, de 25-10. A revogação da autorização do exercício da atividade do Banco Privado Português, S.A., produz efeitos a partir das 12 horas do dia 16-4-2010.

Junho

Altera o nº 3 da cláusula $3.^a$ do Contrato-Tipo de Participação no BPnet, anexo à Instrução nº 30/2002, publicada no BO nº 10, de 15-10-2002.

Presta esclarecimentos relativamente à Instrução nº 13/2009, na sequência de dúvidas suscitadas bem como de falhas detetadas no preenchimento dos mapas anexos, e informa de que se encontra disponível no serviço "Recolha de dados/Reportes prudenciais da Área de Supervisão do Sistema BPnet" uma nova aplicação para a recolha da informação prevista na referida instrução.

Cria um novo instrumento representativo de dívida pública, designado por Certificados do Tesouro.

Informa sobre a implementação dos procedimentos entre o Banco de Portugal e as instituições de crédito no âmbito do Regime Excepcional de Regularização Tributária (RERT II), aprovado pelo artº 131 da Lei nº 3-B/2010, de 28-4, e regulamentado pela Portaria nº 260/2010, de 10-5. Remete, em anexo, a lista de procedimentos, de natureza operacional, a adotar no momento da receção da Declaração de Regularização Tributária (DRT) e do correspondente pagamento.

- 15 de junho (Instrução do Banco de Portugal nº 13/2010 BNBP nº 6/2010)
- 16 de junho (Carta-Circular nº 17/10/DET Banco de Portugal Departamento de Emissão e Tesouraria)
- 16 de junho (Carta-Circular nº 18/2010/DET Banco de Portugal Departamento de Emissão e Tesouraria)
- 18 de junho (Decreto-Lei nº 71/2010 D.R. nº 117 1ª Série, Ministério das Finanças e da Administração Pública)
- 22 de junho (Instrução do Banco de Portugal nº 15/2010, BNBP 7/2010)
- 30 de junho (Carta-Circular nº 16/10/DSBDR Banco de Portugal Departamento de Supervisão Bancária)
- 30 de junho (Carta-Circular nº 17/10/DSBDR Banco de Portugal Departamento de Supervisão Bancária)
- 15 de julho (Instrução do Banco de Portugal nº16/2010, BNBP nº8/2010)
- 11 de agosto (Carta-Circular nº 22/10/DSBDR Banco de Portugal Departamento de Supervisão Bancária)

Altera o anexo V (Preçário e Penalizações) da Instrução nº 3/2009, publicada no BO nº 2/2009, de 16.02.2009, que regulamentou o Sistema de Compensação Interbancária (SICOI).

Divulga uma nova versão do formulário "modelo de recirculação de notas e moedas de euro" (anexo da Instrução nº 14/2009, de 15-10), a qual deverá ser adotada até ao dia 1-10-2010.

Solicita às instituições de crédito e entidades que operam profissionalmente com numerário que pretendam aceder à informação sobre o conhecimento da nota e da moeda de euro e respetivas contrafações, a indicação dos elementos de identificação dos potenciais utilizadores, com vista à sua acreditação junto do Centro Nacional de Contrafações do Banco de Portugal para acesso a informação sobre contrafação de numerário.

Estabelece os regimes jurídicos dos organismos de investimento coletivo em valores mobiliários sob forma societária e dos fundos de investimento imobiliário sob forma societária. Desta forma, o presente decreto-lei vem possibilitar a constituição de organismos de investimento coletivo (OICVM) e de fundos de investimento imobiliário (FII) sob forma societária, designando-os respetivamente por sociedades de investimento mobiliário (SIM) e por sociedades de investimento imobiliário (SIIMO).

Divulga, para o 3.º trimestre de 2010, as taxas máximas a praticar nos contratos de crédito aos consumidores, celebrados no âmbito do DL nº 133/2009, de 2-6.

Sublinha a importância de as instituições que pretendam adoptar o método de Medição Avançada (AMA) darem adequado cumprimento às linhas orientadoras do Comité das Autoridades Europeias de Supervisão Bancária (CEBS) constantes no guidance paper sobre técnicas de mitigação de risco operacional, oportunamente divulgado pelo Banco de Portugal.

Presta esclarecimentos sobre o tratamento prudencial a dar às operações de recompra de instrumentos elegíveis para o cálculo dos fundos próprios.

Julho

Altera a Instrução nº 10/2007, publicada no BO nº 5/2007 de 15-05-2007, relativa às Agências de Notação Externa.

Agosto

Envia, em conformidade com o previsto no nº 6 da Instrução nº 17/2010, as especificações técnicas a observar na comunicação ao Banco de Portugal das operações de transferência para jurisdições offshore.

- 16 agosto (Instrução do Banco de Portugal nº17/2010, BNBP nº8/2010)
- 16 de agosto (Resolução do Conselho de Ministros nº 57-B/2010 D.R. 158 1ª Série, Suplemento 2, Presidência do Conselho de Ministros)

Solicita o envio dos elementos informativos constantes dos nºs 3 e 4 do artº 118.º- A do Regime Geral das Instituições de Crédito e Sociedades Financeiras, através do sistema de comunicação eletrónica BPnet.

Mais de um ano volvido sobre a nacionalização do BPN - Banco Português de Negócios, S. A. (BPN), e não existindo razões para manter o BPN no setor público, o Decreto-Lei n.º 2/2010, de 5 de Janeiro, no desenvolvimento do regime jurídico estabelecido pela Lei n.º 11/90, de 5 de Abril, aprovou a operação de reprivatização do BPN, que consiste na alienação da totalidade das ações representativas do seu capital social, através das modalidades de concurso público e de oferta de venda destinada exclusivamente a trabalhadores do grupo BPN.

Setembro

- 2 de setembro (Lei nº 36/2010 D.R. nº 171 1ª Série, Assembleia da República)
- 15 de setembro (Instrução do Banco de Portugal nº18/2010, BNBP nº8/2010)
- 15 de setembro (Instrução do Banco de Portugal nº 19/2010, BNBP nº 10/2010)
- 22 de setembro (Instrução do Banco de Portugal nº 20/2010, BNBP nº 10/2010)
- 22 de setembro (Portaria nº 946/2010 DR nº 185 - 1 Série, Ministério das Finanças e da Administração Pública

Cria no Banco de Portugal uma base de contas bancárias existentes no sistema bancário, na qual consta a identificação das contas e respetivos titulares, as pessoas autorizadas a movimentá-las, incluindo os procuradores. A presente lei entra em vigor 180 dias após a sua publicação.

Altera a Instrução nº 21/2008, publicada no BO nº 1/2009, de 15 de Janeiro, que diz respeito a alterações ao Regulamento da Central de Responsabilidades de Crédito.

Divulga, para o 4.º trimestre de 2010, as taxas máximas a praticar nos contratos de crédito aos consumidores, celebrados no âmbito do DL nº 133/2009, de 2-6.

Fixa em 0,1% a taxa contributiva de base para determinação da taxa de cada instituição participante para o Fundo de Garantia do Crédito Agrícola Mútuo no ano 2011.

Altera o disposto na Portaria n.º 1219-A/2008, de 23 de Outubro, que regulamentou a concessão extraordinária de garantias pessoais pelo Estado, ao abrigo da Lei n.º 60-A/2008, de 20 de Outubro, tendo em vista acolher as recomendações da Comissão Europeia. A presente portaria entra em vigor no dia seguinte ao da sua publicação.

Outubro

- 06 de outubro (Instrução do Banco de Portugal nº 22/2010, BNBP nº 10/2010)
- 06 de outubro (Instrução do Banco de Portugal nº 23/2010, BNBP nº 10/2010)
- 14 de outubro (Instrução do Banco de Portugal nº 24/2010, BNBP nº 11/2010)

Fixa em 0,03% a taxa contributiva de base para determinação da taxa de cada instituição participante para o Fundo de Garantia de Depósitos no ano 2011.

Fixa em 10% o limite do compromisso irrevogável de pagamento a aplicar nas contribuições anuais do ano 2011.

Solicita o envio de cópia das minutas-tipo utilizadas nos contratos de crédito celebrados no âmbito do DL nº 51/2007, de 7 de Março e do DL nº 133/2009, de 2 de Junho.

- 14 de outubro (Carta-Circular nº 33/10/DSBDR, Banco de Portugal. Departamento De Supervisão Bancária
- Transmite o entendimento de que a disponibilização do relatório de avaliação do imóvel oferecido em garantia no processo de concessão de crédito à habitação, dá cumprimento às melhores práticas no âmbito dos deveres de transparência e de informação perante o cliente bancário.
- 15 de outubro (Instrução do Banco de Portugal nº 21/2010, BNBP nº 10/2010)

Altera a Instrução nº 3/2009, publicada no BO nº 2/2009, de 16.02.2009, que regulamentou o Sistema de Compensação Interbancária (SICOI).

 16 de outubro (Aviso do Banco de Portugal nº 5/2010 D.R. Nº 234, 2ª Série, Parte E) Estabelece os requisitos de informação para efeitos de comunicação de projetos de aquisição e de aumento de participação qualificada em instituições de crédito, sociedades financeiras e empresas de investimento sujeitas à supervisão do Banco de Portugal. O presente aviso entra em vigor no dia seguinte ao da sua publicação.

 18 de outubro (Aviso do Banco de Portugal nº 4/2010,DR nº125,2ªSérie, Parte E) Determina que o Banco de Portugal poderá fixar, através de instrução, uma contribuição anual mínima para as instituições de crédito participantes no Fundo de Garantia de Depósitos, independentemente do volume de depósitos nelas constituídos e abrangidos pela garantia.

 26 de outubro (Carta-Circular nº 20/2010/DET, Banco de Portugal, Departamento de Emissão e Tesouraria)

Estabelece as condições de troca de notas denominadas em coroa estónia por notas e moedas de euro, tendo em conta as atribuições dos bancos centrais nacionais do Eurosistema no âmbito da Orientação do Banco Central Europeu (BCE/2006/10), de 24-7, relativa à troca de notas de banco após a fixação irrevogável das taxas de conversão relacionadas com a introdução do euro, com referência à introdução do euro na Estónia à data de 1 de janeiro de 2011.

Novembro

 15 de novembro (Instrução do Banco de Portugal nº 25/2010, BNBP nº 11/2010) Altera a Instrução nº 33/2007, publicada no BO nº 1, de 15.01.2008, que regulamentou o funcionamento do sistema nacional do TARGET2.

 15 de novembro (Instrução do Banco de Portugal nº 26/2010, BNBP nº 11/2010 Altera a Instrução nº 24/2009, publicada no BO nº 11, de 16.11.2009, que regulamentou a concessão de Crédito Intradiário e a Facilidade de Liquidez de Contingência.

 17 de novembro (Carta-Circular nº 75/2010/DSB, Banco de Portugal, Departamento de Supervisão Bancária) Procede à divulgação das Recomendações sobre Gestão da Continuidade de Negócio no Setor Financeiro, aprovadas pelo Conselho Nacional de Supervisores Financeiros (CNSF) em 9-9-2010, as quais foram elaboradas conjuntamente pelo Banco de Portugal, pelo Instituto de Seguros de Portugal e pela Comissão do Mercado de Valores Mobiliários, no âmbito da iniciativa Better Regulation, e que consubstanciam um conjunto de boas práticas genéricas que aquele conselho considera deverem ser implementadas e aprofundadas pelas instituições do setor.

 19 de novembro (Instrução do Banco de Portugal nº 27/2010, BNBP nº 12/2010) Altera a Instrução nº 1/99, de 15-1-99, que regulamentou o Mercado de Operações de Intervenção (M.O.I.). As alterações constantes dos números 1 a 24 (Capítulos I, II, III, IV e V) entram em vigor no dia 19-11-2010, as restantes entram em vigor a 1 de Janeiro de 2011.

 7 de dezembro (Comunicação da Comissão 2010/C 329/07, JOUE Nº 329, Série C, Luxemburgo)

Dezembro

Comunicação da Comissão sobre a aplicação, a partir de 1 de Janeiro de 2011, das regras em matéria de auxílios estatais às medidas de apoio aos bancos no contexto da crise financeira. Determina a continuação da aplicação do artº 107, nº 3, alínea b) do Tratado sobre o Funcionamento da União Europeia (TFUE) e a prorrogação da Comunicação sobre a re-estruturação (2009/C 195/04) até 31-12-2011.