

BOLETIM
ECONÓMICO



Primavera 2012



Banco de Portugal

EUROSISTEMA

BOLETIM ECONÓMICO

PRIMAVERA | 2012

Volume 18, Número 1

Disponível em
www.bportugal.pt
Publicações



Banco de Portugal
EUROSISTEMA

BANCO DE PORTUGAL

Av. Almirante Reis, 71

1150-012 Lisboa

www.bportugal.pt

Edição

Departamento de Estudos Económicos

Design, impressão e distribuição

Departamento de Serviços de Apoio

Área de Documentação, Edições e Museu

Serviço de Edições e Publicações

Lisboa, 2012

Tiragem

200 exemplares

ISSN 0872-9794 (impresso)

ISSN 2182-0368 (*on line*)

Depósito Legal n.º 241772/06

ÍNDICE

I TEMA DE DISCUSSÃO

- 7 Segmentação

II TEXTOS DE POLÍTICA E SITUAÇÃO ECONÓMICA

- 33 Projeções para a economia portuguesa: 2012-2013

III ARTIGOS

- 45 Concorrência na economia portuguesa: uma visão sobre os setores transacionável e não-transacionável
- 63 Instituições orçamentais e volatilidade da despesa pública na Europa
- 81 O custo de bem estar da inflação com tributação distorcionária
- 93 Revisitando a eficácia das políticas monetária e orçamental nos Estados Unidos, medida com base em modelos VAR estruturais



TEMA DE DISCUSSÃO



SEGMENTAÇÃO

SEGMENTAÇÃO*

Mário Centeno** | Álvaro A. Novo**

RESUMO

A segmentação está no centro dos problemas que afetam o mercado de trabalho português. O número cada vez maior de trabalhadores com contratos a prazo – mais de um quinto dos trabalhadores assalariados – suporta a maioria dos inevitáveis e contínuos custos de ajustamento da economia. De um modo geral, os mercados segmentados são ineficazes; o lado mais forte do mercado monopoliza as rendas geradas em detrimento do lado mais fraco. Nos mercados de trabalho, onde o serviço transacionado tem vontade própria, as consequências da segmentação são ainda mais prejudiciais. A rotação contínua de certos trabalhadores e os salários comparativamente mais baixos geram um ciclo vicioso de subinvestimento em educação e formação que aprisiona a economia num equilíbrio de baixa produtividade. O sucesso a longo prazo da economia portuguesa depende da interrupção deste ciclo vicioso. A criação de um mercado de trabalho moderno assente em mecanismos de reputação, baseados no mercado, e a simplificação das relações laborais ao abrigo de um contrato único constituem a única saída economicamente eficiente e justa para a geração que mais capital humano acumulou.

1. Introdução

“In Italy, Spain, and France, the labour market is split. The young are hired with temporary contracts which offer no social security and no prospects. When the contract expires, the employer opts not to renew it, so as not to run the risk of having to convert temporary hires into permanent employees who would de facto immediately acquire the right never to be fired. Reforms that eliminate this duality by making the entire labour market flexible with an appropriate scheme of unemployment compensation would not only reduce unemployment but, most importantly, would favour the really poor and the young entry-level workers. This is an example of a pro-market policy that favours the poor.”

Alberto Alesina (Harvard U.) and Francesco Giavazzi (Bocconi U.)

in The Future of Europe

Difícilmente se poderia encontrar uma melhor descrição para os efeitos da segmentação no mercado de trabalho português do que a avançada por estes dois reputados economistas italianos. Numa perspetiva económica, a segmentação é o resultado de restrições que afastam o mercado de trabalho de um equilíbrio eficiente. Um equilíbrio onde os trabalhadores e os empregadores se associam para maximizar a produtividade e em que o salário de equilíbrio promove o crescimento da produtividade. Neste sentido, os mercados de trabalho distinguem-se dos mercados à vista e, por isso, os salários pagos não são exatamente iguais à produtividade marginal do trabalhador, mas sim salários de eficiência (Katz 1986).

* Os autores agradecem os comentários de Nuno Alves, Ana Cristina Leal e José F. Maria e a ajuda de Lucena Vieira no tratamento de todas as bases de dados e alguns apuramentos com o Inquérito ao Emprego. As opiniões expressas no artigo representam as opiniões dos autores e não coincidem necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade dos autores.

** Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

A economia portuguesa partilha os problemas e ineficiências que afetam o funcionamento do mercado de trabalho noutros países europeus. Os mecanismos geradores da segmentação reduzem o acesso ao emprego, circunscrevendo os trabalhadores e as empresas aos meandros de uma legislação intrusiva e que distorce os seus incentivos. Esta situação é o resultado de reformas parciais que implementaram uma proteção desigual do emprego, sistemas de subsídio de desemprego desajustados na proteção dos períodos de não-emprego e políticas ativas do mercado de trabalho ineficientes (Boeri 2010). A segmentação penaliza o investimento em educação e tecnologia – os principais impulsionadores do crescimento e desenvolvimento económico (Goldin e Katz 2008) – e promove a emigração de trabalhadores, que procuram retornos para os seus investimentos noutros mercados de trabalho.

Uma economia aprisionada por um mercado de trabalho segmentado entra num ciclo vicioso de baixa remuneração do capital humano e fraca produtividade do trabalho, de onde resultam baixos salários e fraco crescimento potencial. Portugal demorou demasiado tempo a perceber que este desastre estava iminente. Ao longo das últimas décadas, estivemos convencidos que a proteção ao emprego seria suficiente para satisfazer as ambições dos trabalhadores e que os contratos a prazo seriam suficientes para satisfazer as necessidades de flexibilidade das empresas. As sucessivas reformas do mercado de trabalho português limitaram-se a exacerbar as características mais extremas da segmentação.

A ideia errónea de que o mercado de trabalho em Portugal se caracterizava por um volume reduzido de fluxos esteve na base de diversas reformas da legislação de proteção ao emprego. Estas reformas aumentaram a flexibilidade através de contratos a prazo e outras formas de trabalho temporário, deixando inalterada a proteção dos empregos permanentes. Foi criado um sistema dual e promovida a segmentação (Boeri 2010).

A convicção de que o salário mínimo é eficaz para reduzir a pobreza induziu medidas que colocaram barreiras à contratação de trabalhadores mais novos e de trabalhadores com baixas qualificações, já sujeitos a outras formas de segmentação (Freeman 1996). A maioria acabou envolvida no processo de constante rotação entre empregos e com passagens cada vez mais frequentes pelo desemprego. Uma sucessão de postos de trabalho, promovida pela criação e destruição sequencial de contratos a prazo, cercea a progressão salarial associada à experiência. As empresas resistem à criação de empregos permanentes pelos custos desproporcionados de reavaliação da relação laboral, tornando os mercados cada vez mais segmentados.

A ideia de que a negociação coletiva promoveria uma distribuição de salários mais equitativa ignorou o papel determinante da educação e das forças de mercado na fixação dos rendimentos no mercado de trabalho (Autor, Katz e Kearney 2008). Embora seja classificado como um mercado de trabalho muito centralizado, Portugal tem um dos graus mais elevados de desigualdade entre as economias europeias (Alves, Centeno e Novo 2010). A reduzida mobilidade salarial é outra característica indesejável da segmentação.

A proteção do rendimento durante períodos de não-emprego é consagrada através do sistema de subsídio de desemprego. No entanto, o acesso à proteção é limitado a apenas uma parte dos trabalhadores que perde o emprego. As sucessivas reformas do sistema tornaram-no mais generoso, alargando o prazo de atribuição das prestações. Contudo, o número de meses de contribuições necessário para aceder aos benefícios é uma barreira ao acesso dos trabalhadores tipicamente envolvidos nos fluxos de rotação. O subsídio de desemprego torna-se, por um lado, promotor de desemprego de longa duração (Katz e Meyer, 1990) e, por outro lado, de segmentação.

Confrontados com o desemprego de longa duração e com o aparecimento de desemprego entre os jovens, os países europeus aumentaram as despesas em subsídios salariais e formação, destinadas a estimular o emprego. O resultado foi o estímulo ao emprego de curta duração, que é eliminado assim que o subsídio desaparece. Estas políticas aumentaram a segmentação e têm avaliações dececionantes em termos da sua eficácia para promover o emprego (Kluge 2010).

Em Portugal, os contratos permanentes auferem elevados retornos à antiguidade, enquanto os contratos a prazo suportam os custos de ajustamento no mercado de trabalho – quer através da quantidade, quer do salário. No entanto, o conjunto de trabalhadores com contrato a prazo tem um maior nível de escolaridade; são o coorte mais jovem e talentoso da nossa economia.

Neste ensaio, apresentamos evidência causal dos efeitos da segmentação sobre a política de recursos humanos das empresas. A competição entre contratos permanentes e a prazo, que são substituíveis, tem um impacto negativo sobre a estabilidade do emprego dos trabalhadores portugueses¹. A situação difícil da economia portuguesa não é apenas conjuntural. Sair desta situação requer reformas estruturais das instituições que enquadram o funcionamento da economia. Desperdiçar mais capital humano não é solução. Com o objetivo de eliminar as principais características da segmentação, delineamos, na secção 5, um plano de reformas integradas e coerentes das mais importantes instituições do mercado de trabalho.

2. Sistemas duais e segmentação

A rotação dos trabalhadores é um processo natural no mercado de trabalho. Na verdade, “natural” pode pecar por defeito, se a rotação não for compreendida como o resultado de um processo de otimização. As empresas e os trabalhadores avaliam continuamente a qualidade dos empregos formados, redefinindo as suas características (produtividade, salários, benefícios complementares, etc.) e procurando melhores parceiros no mercado (procura de outro posto de trabalho enquanto empregue).

Este processo de mobilidade resulta de uma decisão de investimento, cuja avaliação depende da taxa de retorno esperada, que se pode ou não materializar. Jovanovic (1979) definiu um emprego como um “bem de experiência”, no sentido em que a única forma de determinar a sua qualidade é “experimentá-lo”. Através desta experimentação, a empresa e o trabalhador aprendem acerca da qualidade do emprego, cujo sucesso depende das características produtivas do trabalhador e da empresa (e nunca apenas de um deles). Se os benefícios esperados excederem os custos esperados, a relação laboral continua. Caso contrário, as partes decidem mudar de parceiro no mercado de trabalho. Estas decisões variam consoante a empresa e o trabalhador. Por exemplo, algumas empresas incorrem em custos de rotação mais elevados; algumas aptidões são mais fáceis de observar e, por conseguinte, haverá uma maior probabilidade de se estabelecer um emprego com êxito e duradouro; também a frequência de alterações tecnológicas varia entre as empresas. O mesmo se passa em relação aos trabalhadores, que têm ambições e expectativas de retorno do seu investimento em capital humano e diferentes capacidades para se adaptarem a alterações nas condições de trabalho. Os trabalhadores com nível de escolaridade mais elevado, porque fizeram investimentos mais dispendiosos, não ficarão retidos em empregos de baixa produtividade. Pelo contrário, procurarão melhores empregos. Todos estes fatores afetam a rotação ótima de empregos e trabalhadores. A seleção dos melhores pares trabalhador-empresa, com o objetivo de manter os mais produtivos, não dá origem a segmentação do mercado de trabalho. Pelo contrário, permite aos trabalhadores potenciar as suas capacidades produtivas e às empresas maximizar os seus investimentos.

No entanto, existem fatores externos às empresas e aos trabalhadores que afetam a política de recursos humanos das empresas e a vontade dos trabalhadores em continuar a procurar melhores oportunidades de trabalho. Um elemento chave do contexto institucional é o grau de proteção ao emprego, que varia consoante o tipo de contrato. Na maioria dos países desenvolvidos, com a típica exceção dos países anglo-saxónicos, os contratos permanentes conferem um mais elevado grau de proteção ao emprego. Os trabalhadores com um contrato permanente estão protegidos através de critérios de despedimento rígidos e por elevadas indemnizações. Esta percepção de uma forte proteção dos contratos permanentes levou à introdução de reformas destinadas a aumentar a flexibilidade no mercado de trabalho. A reforma

¹ Ao longo do texto a expressão “contrato permanente” é utilizada para designar os contratos por termo indeterminado e a expressão “contrato a prazo” para designar os contratos a termo.

mais comum no quadro legislativo europeu foi a adoção de contratos a prazo, com menores custos de despedimento, quer processuais quer financeiros (Boeri 2010). A natureza parcial destas reformas – ao não serem extensíveis a todos os trabalhadores e relações laborais na economia – gera segmentação. O erro mais grave foi deixar inalterada a regulamentação dos contratos permanentes, criando assim um diferencial de proteção entre os dois tipos de contrato. Como resultado, os sistemas duais dividiram o mercado de trabalho e alteraram a composição dos fluxos de emprego e de trabalhadores entre os dois tipos de contrato. Estas características de um mercado segmentado também introduzem barreiras às decisões de investimento de empresas e trabalhadores, aprisionando os agentes em equilíbrios subótimos.

À medida que os sistemas duais se desenvolveram nas economias europeias, os economistas começaram a dedicar-lhes uma atenção crescente em termos da análise teórica e empírica (Abowd, Corbel e Kramarz (1999), Boeri (2010), Bentolila, Cahuc, Dolado e Le Barbanchon (2010) e Cahuc, Charlot e Malherbet (2012)). Os modelos teóricos assumem que, no período de investimento inicial, todos os novos empregos correspondem a contratos a prazo. Posteriormente, alguns destes contratos são convertidos em contratos permanentes. A conversão dos empregos temporários em relações de trabalho permanentes é heterogénea, à semelhança da taxa de sucesso de qualquer decisão de investimento. A conversão depende das características produtivas do emprego; por exemplo, em alguns setores é mais fácil observar ex-ante as características da empresa (processo de produção; políticas salariais) e do trabalhador (formação específica, capacidades produtivas). Mas a taxa de conversão depende também das características não-produtivas do emprego, tal como o enquadramento institucional que regula os contratos de trabalho. Os diferentes graus de proteção ao emprego têm impacto nos critérios de escolha do tipo de contrato e, mais tarde, na regra de decisão de conversão de contratos temporários em contratos permanentes.

Estes modelos preveem que um aumento da proteção dos contratos permanentes leve a uma redução da taxa de conversão de empregos temporários em permanentes (Quadro 1, coluna (1)). Isto implica um aumento da percentagem de contratos a prazo entre os novos empregos e da taxa de rotação excessiva de trabalhadores. A noção de rotação excessiva de trabalhadores capta a ideia de que, para preencher um novo emprego, a empresa não contrata apenas um trabalhador; pelo contrário, contrata e separa-se de um número de trabalhadores para além do necessário para expandir o seu nível de emprego. Um processo idêntico ocorre quando a empresa reduz o nível de emprego. O esforço que os trabalhadores com contrato a prazo exercem na procura de um melhor emprego é negativamente influenciado pela natureza dual do mercado de trabalho. O alargamento das diferenças de proteção entre os diferentes tipos de contrato implica também uma redução da taxa de destruição de emprego nos contratos permanentes, mas tem um impacto ambíguo sobre a rotação excessiva de trabalhadores com contratos permanentes, uma vez que o acesso a empregos permanentes é também reduzido.

Boeri (2010) analisa o impacto de reformas parciais em duas áreas adicionais das políticas do mercado de trabalho. Um aumento da taxa de reposição do subsídio de desemprego e um aumento dos subsídios diretos aos salários para novos empregos (uma das medidas mais frequentemente adotadas no quadro das políticas ativas de emprego).

Uma reforma do sistema de subsídio de desemprego que aumente a sua generosidade do sistema para trabalhadores elegíveis (aqueles com uma ligação mais longa ao mercado de trabalho) não tem impacto sobre a taxa de destruição de emprego ou sobre a taxa de criação de emprego com contratos temporários (Quadro 1, coluna (2)). Porém, a percentagem de contratos temporários aumenta, em resultado de uma taxa de destruição de emprego mais elevada nos contratos existentes (uma vez que o custo de destruição de emprego para estes trabalhadores é agora menor). Estas reformas geram segmentação devido a este último efeito.

Um aumento do subsídio salarial para novos empregos tem um impacto semelhante ao obtido com um aumento de proteção ao emprego de contratos permanentes (Quadro 1, coluna (3)). O impacto direto sobre o emprego temporário consiste num aumento das taxas de destruição e de criação de emprego e numa redução da taxa de conversão em empregos permanentes. Tal ocorre porque existe um maior

Quadro 1

| O IMPACTO DE REFORMAS PARCIAIS DO MERCADO DE TRABALHO | | | |
|--|-------------------------------------|--|---|
| | Mais proteção ao emprego permanente | Aumento da taxa de reposição do subsídio de desemprego | Subsídio ao salário para novos empregos |
| | (1) | (2) | (3) |
| Taxa de destruição de novos empregos | + | 0 | + |
| Taxa de destruição de empregos permanentes | - | + | 0 |
| Taxa de criação de emprego | + | 0 | + |
| Prémio salarial para empregos permanentes | + | + | + |
| Taxa de conversão de empregos temporários em permanentes | - | + | - |
| Novos empregos em % do emprego total | + | + | + |

Fonte: Boeri (2010).

incentivo para que as empresas se separem dos trabalhadores cujo subsídio ao salário expire, contratando novos trabalhadores eventualmente elegíveis para receber o subsídio. Este comportamento aumenta a assimetria entre os dois tipos de contratos, porque os trabalhadores permanentes, tipicamente, não são subsidiados. Por último, a percentagem de trabalhadores com contratos a prazo aumenta, bem como a penalização salarial de emprego de curto prazo em resultado do aumento da instabilidade do emprego temporário.

As decisões ótimas de empresas e trabalhadores resultam sempre em algum nível de rotação excessiva de trabalhadores. Porém, a questão principal em mercados de trabalho onde contratos substituíveis são oferecidos em simultâneo é o papel-chave desempenhado por cada tipo de contrato na capacidade das empresas alcançarem o nível desejado de rotação de trabalhadores. Por outras palavras, é necessário compreender que o tipo de contrato, uma característica não-produtiva do emprego, desequilibra a forma como o ajustamento é distribuído entre os trabalhadores que, de outra forma, são igualmente produtivos. Esta consequência da segmentação é particularmente ineficiente.

Adicionalmente, os sistemas duais distorcem os incentivos das empresas e dos trabalhadores na sua procura por melhores pares. Para os trabalhadores, um mercado de trabalho dividido reduz os incentivos à acumulação de capital humano porque é difícil encontrar bons empregos e porque a maior parte dos novos empregos são temporários com baixas taxas de conversão. Para as empresas, num contexto de elevada incerteza e fracas perspetivas económicas (procura), existem também incentivos limitados ao investimento em melhores empregos. Por conseguinte, são oferecidos empregos com contratos temporários e com um reduzido investimento em formação específica. Em termos gerais, isso prejudica a criação de empregos de maior qualidade, gerando um ciclo vicioso de investimento subótimo que perpetua o equilíbrio de baixa qualidade que caracteriza a economia portuguesa.

3. O mercado de trabalho português: características de um mercado segmentado

A utilização de dados inadequados para calcular os fluxos de emprego e de trabalhadores levou os economistas a subestimar sistematicamente os meandros dos sistemas duais e os danos causados à eficiência do mercado de trabalho. Apenas muito recentemente, o termo “segmentação” passou a fazer parte do léxico dos economistas na área laboral e, hoje em dia, dos decisores de política e do público em geral.

Os avanços computacionais e o desenvolvimento em paralelo de fontes de dados abrangentes preencheram uma importante lacuna de informação na análise do mercado de trabalho, permitindo o cálculo preciso e detalhado de fluxos de emprego e de trabalhadores. Estes avanços ajudam a responder, de forma adequada, a questões da maior importância para compreender o mercado de trabalho e conceber as melhores políticas.

Com que frequência as empresas ajustam o seu nível de emprego? E quantos trabalhadores estão envolvidos neste processo? Será que a expansão de um emprego requer a contratação de apenas um trabalhador? Ou será que a empresa testa vários trabalhadores antes de se decidir por uma posição mais permanente, daí resultando uma rotação excessiva de trabalhadores? E os trabalhadores permanecem voluntariamente em empregos de baixa qualidade? Quais os trabalhadores mais frequentemente envolvidos nestes fluxos? O ajustamento abrange uniformemente todos os trabalhadores ou há segmentação? Sem responder a perguntas como estas, não é possível diagnosticar e prescrever soluções para a atual situação do mercado de trabalho português.

3.1. Desemprego, emprego e contratos a prazo

Os últimos dados sobre o desemprego em Portugal são preocupantes: 14% da população que, cumulativamente, quer trabalhar, procurou emprego e se encontra disponível está desempregada (Quadro 2). O contraste destes números com um passado não muito distante é notório. Até ao final da década de 90, a taxa de desemprego mostrou um comportamento cíclico pronunciado, atingindo níveis invulgarmente baixos, de cerca de 4%, entre 1998 e 2001 (Gráfico 1). Ao longo deste período, a taxa natural de desemprego manteve-se estável, oscilando em torno de 5.5% (Gráfico 1). Mas à medida que a economia ia sendo atingida por choques, a sua estrutura económica e institucional revelou-se incapaz de se ajustar e a taxa natural de desemprego aumentou continuamente. A natureza estrutural do desemprego questiona a capacidade da economia de reduzir a taxa de desemprego para além do efeito típico, mas limitado, de uma viragem positiva do ciclo económico. Para reduzir a taxa de desemprego para níveis socialmente aceitáveis, o país necessita de reformas estruturais profundas nos mercados do trabalho e do produto. Eliminar a segmentação do mercado de trabalho é prioritário.

Mesmo em períodos mais favoráveis, o desemprego de longa duração esteve sempre presente no mercado de trabalho português: cerca de 40% dos desempregados procuravam emprego há pelo menos 12 meses (Quadro 2). Em diferentes graus, isso deveu-se aos baixos níveis de escolaridade da maior parte dos trabalhadores desempregados, a um sistema de subsídio de desemprego dos mais generosos na Europa e ao grau assimétrico de proteção ao emprego. Em 2006, o desemprego de longa duração ultrapassava 50%, diminuindo na fase aguda da recessão de 2009, devido aos consideráveis fluxos de entrada no desemprego com origem na destruição de emprego, voltando recentemente a aumentar.

Quadro 2

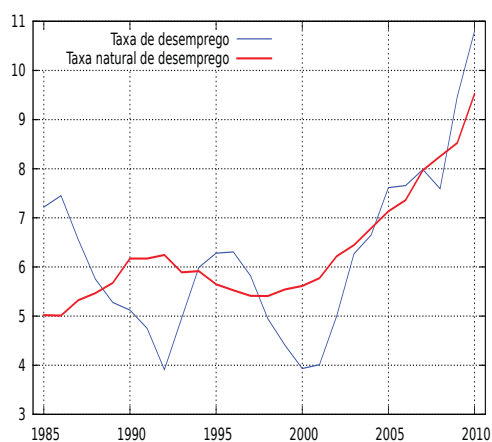
| INDICADORES DO MERCADO DE TRABALHO | 1998:T1 | 98:T1 | 2001:T4 | 01:T4 | 2006:T4 | 06:T4 | 2009:T1 | 09:T1 | 2011:T4 |
|--|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|
| | | 01:T3 | | 06:T3 | | 08:T4 | | 11:T4 | |
| Taxa de desemprego | 4.5 | | 4.1 | | 7.5 | | 8.9 | | 14.0 |
| Emprego com contrato a prazo ^(a) | 11.6 | | 15.8 | | 16.9 | | 17.7 | | 17.6 |
| Taxa de auto-emprego ^(b) | 26.1 | | 25 | | 22.5 | | 22.9 | | 20.3 |
| Desemprego de longa duração ^(c) | 48.5 | | 38.4 | | 50.2 | | 44.0 | | 49.8 |
| Contratações a prazo ^(d) | | 76.7 | | 85.1 | | 88.9 | | 88.4 | |
| Separações de contratos a prazo ^(e) | | 63.7 | | 64.2 | | 67.8 | | 64.1 | |
| Taxas de crescimento: | | | | | | | | | |
| População ativa | | 1.44 | | 0.23 | | 0.03 | | -0.10 | |
| Emprego | | 1.84 | | 0.02 | | 0.08 | | -0.56 | |
| Salário real ^(f) | | 2.38 | | 0.08 | | 0.26 | | -0.37 | |
| Produto interno bruto | | 3.91 | | 0.78 | | 1.18 | | -0.73 | |

Fontes: INE (Inquérito ao Emprego e Contas Nacionais) e cálculos dos autores.

Notas: Todos os valores em percentagem. A fonte para as variáveis de emprego e desemprego é o Inquérito ao Emprego e para os salários reais e o produto interno bruto as Contas Nacionais. (a) Em percentagem do emprego assalariado. (b) Em percentagem do emprego total. (c) Percentagem de desempregados há 12 ou mais meses. (d) Percentagem de trabalhadores desempregados contratados com contrato a prazo. (e) Percentagem de novos desempregados que tinham contrato a prazo. (f) Equivalente a tempo completo.

Gráfico 1

TAXA NATURAL DE DESEMPREGO | 1985-2010



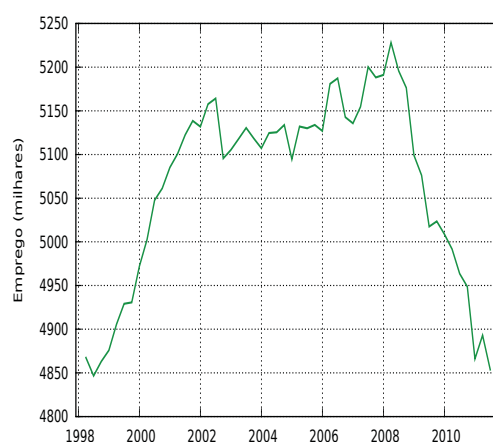
Fontes: INE (Inquérito ao Emprego), Centeno, Maria e Novo (2009).

Entre 1998 e 2001, os salários reais agregados e o produto cresceram a taxas significativas, 2.4% e 3.9%, respetivamente (Quadro 2). Contudo, desde 2001, um abrandamento significativo da produtividade total dos fatores e do crescimento do produto potencial levou a uma estagnação da economia – o produto interno bruto tem aumentado a taxas extremamente baixas. Em sincronia com este desempenho e com o aumento associado da taxa de desemprego, os salários reais agregados praticamente não cresceram. Este comportamento pro-cíclico dos salários é uma característica bem conhecida da economia portuguesa, que contribuirá para o seu desejável processo de ajustamento (Carneiro, Guimarães e Portugal, 2009, Martins, Solon e Thomas, 2010). Também nesta dimensão, a maior fatia do custo de ajustamento cairá sobre as novas contratações, que serão também principalmente constituídas por contratos a prazo.

O perfil do emprego é pelo menos tão dramático como o forte aumento da taxa de desemprego. A destruição de emprego desde 2009 eliminou os ganhos dos 10 anos anteriores (Gráfico 2). Além disso, em média, a população ativa – emprego mais desemprego – registou uma descida de 0.1% em

Gráfico 2

EMPREGO | 1998-2010



Fonte: INE (Inquérito ao Emprego).

cada trimestre. Nunca antes, nas últimas três décadas, se tinham registado reduções consistentes na oferta de trabalho em Portugal. Parte da explicação pode residir na concentração da forte destruição de emprego em grupos e setores específicos, desencorajando os trabalhadores e levando-os até a sair do mercado de trabalho. Numa situação extrema, os trabalhadores mais qualificados poderão mesmo ser encorajados a emigrar, esvaziando parcialmente o influxo de trabalhadores com escolaridade mais elevada registado desde o final dos anos 90. O aparecimento de uma forte capacidade da economia de destruir emprego e os consideráveis fluxos de emprego estão entre as principais características de um mercado de trabalho segmentado.

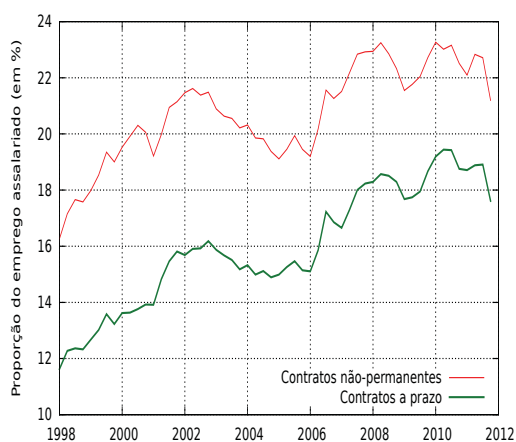
Os contratos a prazo e as outras formas contratuais temporárias estão no cerne dos mercados de trabalhos segmentados. Como se irá demonstrar na secção 4, quanto maior é o diferencial de proteção ao emprego entre contratos permanentes e contratos a prazo, maior é a incidência dos contratos mais flexíveis e, conseqüentemente, maior o grau de segmentação. Os dados mais recentes mostram um aumento inequívoco da percentagem de trabalhadores abrangidos por contratos temporários. O gráfico 3 apresenta a percentagem dos trabalhadores assalariados com contrato a prazo, que aumentou de cerca de 12%, em 1998, para cerca de 18%, em 2011. A inclusão de outros contratos temporários aumenta a percentagem para mais de um quinto de todos os trabalhadores assalariados.

A tendência ascendente resulta de uma percentagem muito elevada de novos empregos com contratos temporários. O quadro 2 e o gráfico 4 mostram a percentagem de trabalhadores desempregados contratados com contrato a prazo trimestralmente. A percentagem aumentou ao longo do período, passando de valores em torno de 72%, em 1998, para perto de 90%, em 2010. Complementarmente, o quadro 2 e o gráfico 5 mostram que cerca de dois terços dos trabalhadores que ficaram desempregados em cada trimestre tinham um contrato a prazo. Em comparação com os anos anteriores, esta percentagem aumentou ligeiramente nos anos em torno da atual crise.

Primeiro a crise financeira e depois a crise da dívida soberana trouxeram o fim do período de fácil acesso a crédito barato e a generosos subsídios do estado, que fomentaram uma afetação ineficiente de recursos. O novo enquadramento económico obrigou as empresas a reajustar os seus processos de produção. Os menores custos de despedimento dos contratos a prazo, especialmente em termos de custos processuais,

Gráfico 3

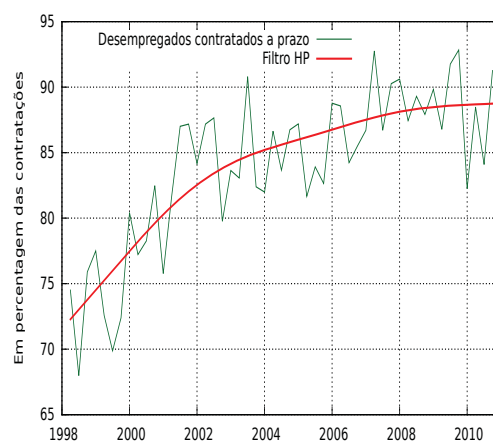
PERCENTAGEM DE CONTRATOS A PRAZO E NÃO PERMANENTES | 1998-2011



Fonte: INE (Inquérito ao Emprego).

Gráfico 4

PERCENTAGEM DE TRABALHADORES DESEMPREGADOS CONTRATADOS, EM CADA TRIMESTRE, COM CONTRATOS A PRAZO | 1998-2010



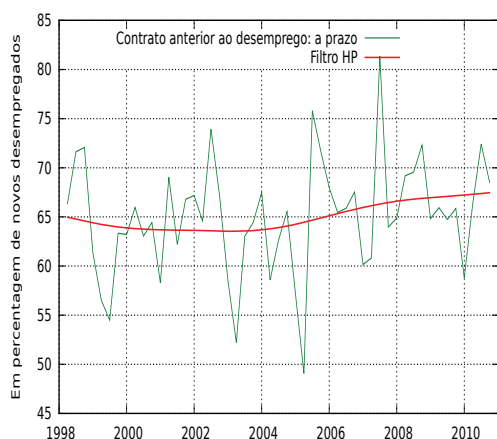
Fonte: INE (Inquérito ao Emprego).

que são inexistentes no final do contrato, facilitam o processo de ajustamento. Porém, a maior parte do ajustamento recai sobre um segmento minoritário do mercado de trabalho. Bentolila *et al.* (2010) referem um padrão de ajustamento idêntico em Espanha.

O facto de a incidência de contratos a prazo ser particularmente elevada nos novos empregos resulta numa heterogeneidade significativa entre grupos demográficos. O gráfico 6 mostra que cerca de metade de todos os trabalhadores com menos de 25 anos estão empregados com contratos a prazo. Esta percentagem diminui monotonamente com a idade, atingindo 10% aos 40 anos. Ao longo da última década, com o aumento da segmentação, este padrão torna-se mais claro.

Gráfico 5

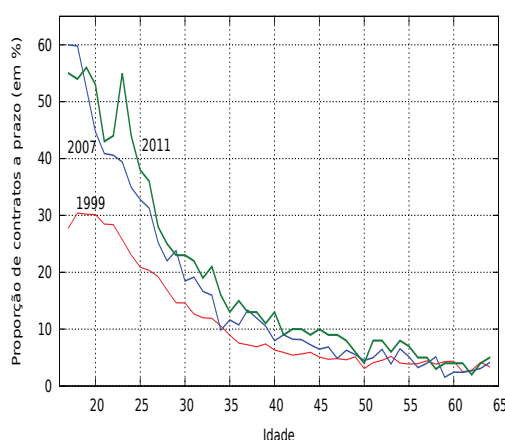
PERCENTAGEM DE NOVOS TRABALHADORES DESEMPREGADOS QUE ESTAVAM EMPREGADOS COM CONTRATOS A PRAZO NO TRIMESTRE ANTERIOR | 1998-2010



Fonte: INE (Inquérito ao Emprego).

Gráfico 6

PERCENTAGEM DE TRABALHADORES COM CONTRATOS A PRAZO, POR IDADE | 1999, 2007 E 2011



Fonte: INE (Inquérito ao Emprego).

3.2. Fluxos de empregos e de trabalhadores

O sucesso de uma economia assenta não só na sua capacidade de inovação, mas também na eficiência do ajustamento aos choques que constantemente atingem a sua estrutura produtiva. Joshep Schumpeter denominou este processo de ajustamento por *destruição criativa*. Trata-se do processo que explica por que razão as livrarias tradicionais tiveram que se adaptar ao aparecimento de livrarias *online* e enfrentam agora a concorrência ainda mais agressiva dos fornecedores de livros digitais (*ebooks*), levando muitas a abandonar a atividade. Mas explica também por que razão os governos não devem subsidiar as empresas ameaçadas pela própria natureza da inovação tecnológica e competitiva das economias de mercado. Por estas razões, é importante compreender o processo dos fluxos de emprego e de trabalhadores originados pela destruição criativa. Só assim é possível conceber mecanismos que permitam colmatar eventuais falhas de mercado associadas a essas transições que afetem as empresas e os trabalhadores.

Os fluxos agregados no mercado de trabalho

Seguindo as melhores práticas na economia do trabalho (e.g. Anderson e Meyer, 1994, Lalive 2008), calculámos os fluxos anuais e trimestrais com base nos registos de emprego da Segurança Social. Esta base de dados permite analisar todos os pares trabalhador-empresa nos setores privado e público (exclui apenas as empresas com fundos de pensões individuais e os funcionários públicos inscritos na Caixa Geral de Aposentações). A natureza desta informação, salários declarados pelo empregador, sujeitos a

contribuições obrigatórias para o sistema de Segurança Social, e a sua disponibilização com um desfazamento inferior a dois meses, faz destes dados uma fonte única de informação sobre a evolução do mercado de trabalho. A base de dados regista os salários, bem como todas as transferências financeiras de carácter social e relacionadas com o desemprego pagas pela Segurança Social. Os dados utilizados cobrem o período entre janeiro de 2000 e dezembro de 2009.

O quadro 3 mostra as taxas de criação e destruição de emprego, bem como as taxas de contratação e separação de trabalhadores em todas as empresas na economia. As definições exatas destes conceitos são apresentadas no Anexo. Intuitivamente, a criação de emprego mede os ganhos líquidos de emprego nas empresas em expansão. Da mesma forma, a taxa de destruição de emprego mede a destruição líquida de emprego que ocorre nas empresas em contração. As contratações correspondem a trabalhadores que não estavam na empresa no período anterior e as separações a todas as relações laborais que terminaram no período em análise. Em Portugal, entre 2000 e 2009, os empregos criados pelas empresas em expansão representaram, em média, 12.7% do emprego total da economia; similarmente, o emprego destruído por empresas em contração representou 11.9%. Contudo, para chegar a estas taxas de criação e destruição de emprego, as empresas contrataram e separaram-se de um muito maior número de trabalhadores. Em termos agregados, os fluxos anuais de trabalhadores corresponderam a cerca do dobro dos fluxos de emprego (25%, em média). Por outras palavras, para cada 100 empregos novos criados pelas empresas em expansão, observam-se aproximadamente 200 contratações na economia. Da mesma forma, para cada 100 empregos destruídos pelas empresas em contração, observam-se 200 separações no total da economia. Estes rácios entre fluxos de trabalhadores e de emprego, que dão origem a uma regularidade empírica de 2 para 1, podem ser utilizados como uma medida de rotação excessiva de trabalhadores (colunas (5) e (6)). A expressão “excessiva” não tem um sentido pejorativo, pretende apenas ilustrar o facto de existir uma rotação de trabalhadores em número superior ao que seria estritamente necessário para proceder ao ajustamento do nível de emprego observado.

No entanto, os fluxos anuais subestimam o nível de rotação dos trabalhadores que ocorre ao longo do ano. Por exemplo, um trabalhador contratado por seis meses pode não aparecer nos registos anuais de dois anos consecutivos. À medida que aumenta a frequência de observação dos dados, aumenta também a probabilidade de estes fluxos serem captados. Embora isso pareça óbvio, os investigadores no passado utilizaram critérios *ad-hoc* para inferir dados trimestrais a partir de fontes anuais. Uma dessas regras consistia em dividir por 4 os fluxos anuais, o que introduzia uma subestimação sistemática dos fluxos trimestrais. Quando adequadamente calculados, em média trimestral, as empresas portuguesas em expansão criam 5 novos empregos por cada 100 empregos existentes (sendo destruído um número

Quadro 3

| FLUXOS ANUAIS DE EMPREGO E TRABALHADORES EM PORTUGAL E NOS ESTADOS UNIDOS | | | | | | |
|---|------------------------------|---|---------------------------------|---|---|--|
| | Criação de emprego (1) | Contratação de trabalhadores (2) | Destruição de emprego (3) | Separação de trabalhadores (4) | Rácio contratação/ criação (5) | Rácio separação/ destruição (6) |
| Anual | | | | | | |
| Portugal (2001-2009) | 12.7 | 25.2 | 11.9 | 24.5 | 2.0 | 2.1 |
| Portugal (2001-2006) | 12.8 | 25.4 | 12.0 | 24.7 | 2.0 | 2.1 |
| EUA (2001-2006) | 14.6 | 28.5 | 13.7 | 28.0 | 2.0 | 2.0 |
| Rácio PT/EUA (2001-2006) | 0.88 | 0.89 | 0.88 | 0.88 | | |
| Trimestral | | | | | | |
| Portugal (2001:T1-2009:T4) | 5.0 | 9.2 | 4.9 | 9.0 | 1.8 | 1.8 |
| Portugal (2001:T1-2006:T4) | 5.2 | 9.4 | 5.0 | 9.2 | 1.8 | 1.8 |
| EUA (2001:T1-2006:T4) | 7.9 | 14.9 | 7.6 | 14.8 | | |
| Rácio PT/EUA (2001:T1-2006:T4) | 0.66 | 0.63 | 0.66 | 0.62 | | |

Fontes: Para Portugal: registos da Segurança Social. Para os EUA: os fluxos de emprego são baseados no BED, cobrindo todos os estabelecimentos privados (Davis, Faberman and Haltiwanger 2006). Os fluxos de trabalhadores são baseados no JOLTS com os ajustamentos introduzidos em Davis, Faberman, Haltiwanger e Rucker(2010) de forma a aproximar a demografia das empresas no BED.

idêntico). Este processo de expansão e contração do emprego nas empresas é conseguido através da contratação e separação de 9 trabalhadores². A rotação excessiva de trabalhadores, com uma frequência trimestral, mantém a regra de 2 para 1 observada nos dados anuais.

O volume de fluxos de emprego e de trabalhadores não tem uma interpretação normativa. Não existe um referencial de otimalidade com o qual se possa comparar um determinado nível de fluxos observados no mercado de trabalho. Sem um enquadramento teórico adequado para determinar o nível ótimo de fluxos, a comparação de fluxos entre diferentes mercados de trabalho surge como uma alternativa apelativa. O mercado de trabalho norte americano é frequentemente considerado como uma referência devido ao baixo nível de regulamentação. Centeno e Novo (2012) comparam os fluxos em Portugal e nos Estados Unidos. Apesar das tentativas de harmonização dos dados nos dois países é importante realçar que a comparação pode ser prejudicada pelos diferentes protocolos estatísticos utilizados para recolha dos dados, pelo nível de cobertura da informação e pela composição setorial do emprego em cada país. Estas comparações devem sempre ser lidas com estes cuidados em mente.

Os fluxos do mercado de trabalho em Portugal são menores do que nos Estados Unidos. Em média, para o período em causa, os fluxos anuais em Portugal equivalem a 90% dos fluxos nos Estados Unidos e os fluxos trimestrais correspondem a cerca de dois terços. É de salientar, no entanto, o facto de os rácios de contratações em relação à criação de emprego e de separações em relação à destruição de emprego serem iguais nos dois países e em ambas as frequências de dados. Isto significa que as diferenças nos fluxos de emprego são idênticas às diferenças nos fluxos de trabalhadores. Albæk e Sorensen (1998) apresentam rácios semelhantes para a Dinamarca, utilizando dados anuais entre 1980 e 1990 para o setor da indústria transformadora, bem como Bassanini (2010) para uma alargada amostra de países da OCDE, utilizando bases de dados harmonizadas.

Nesta dimensão, as empresas portuguesas e norte americanas são muito idênticas. Um novo emprego líquido nos Estados Unidos é criado através da contratação de dois trabalhadores e do despedimento de um. A mesma regra que se aplica em Portugal. Mas como é que mercados de trabalho com regulamentações tão diferentes podem ter taxas de rotação excessiva de trabalhadores semelhantes? Uma grande parte do ajustamento em Portugal – contratações e separações de trabalhadores – é conseguida através da excessiva exposição dos trabalhadores com contratos flexíveis.

Fluxos, duração do emprego e tipo de contrato

A existência de um elevado volume de fluxos não significa que a maioria dos trabalhadores rode entre empregos, uma vez que estes são compatíveis com a prevalência de emprego de longa duração (Hall 1982, Ureta 1992). Porém, isso requer suficiente heterogeneidade nas taxas de contratação e separação entre os trabalhadores, o que pode ser alcançado colocando o ónus da elevada rotação nos contratos a prazo.

Nesta subsecção, utilizamos os dados administrativos dos Quadros de Pessoal, uma base de dados administrativa obtida anualmente pelo MSSS e que permite identificar os pares trabalhador-empresa. A grande vantagem desta base de dados para os objetivos deste ensaio é o facto de incluir informação sobre o tipo de contrato desde 2002. Os Quadros de Pessoal têm sido extensivamente utilizados na análise microeconómica do emprego e das empresas em Portugal (Cabral e Mata 2003). Em média, entre 2002 e 2008, a base de dados tem informação para 2.4 milhões de trabalhadores assalariados e para 325 000 empresas em cada ano. A sua cobertura é idêntica à da Segurança Social e os fluxos agregados obtidos nos dois conjuntos de dados são praticamente iguais (Centeno, Machado e Novo 2008).

2 Estas taxas trimestrais são 50% mais elevadas do que as obtidas através da regra da “divisão por 4”, com a qual se obteriam taxas trimestrais de 3% para a criação e destruição de emprego e 6% para as contratações e separações de trabalhadores.

O quadro 4 apresenta a percentagem de trabalhadores que mantêm o emprego de 2002 em cada um dos anos seguintes (entre 2003 e 2008), independentemente do número de anos de antiguidade que tinham em 2002. Os resultados mostram que existe um núcleo estável de emprego nas empresas portuguesas – cerca de 40% dos trabalhadores estão ainda empregados na mesma empresa após seis anos (coluna 1). Como se esperava, os trabalhadores com contrato a prazo em 2002 têm uma probabilidade muito menor de se manterem na mesma empresa. Em 2003, 40% tinham ainda um contrato a prazo (coluna 2) e 14% tinham sido convertidos para contrato permanente (coluna 3). Contudo, em 2008, apenas um quarto desses trabalhadores estava ainda na mesma empresa, a maioria dos quais, 19%, com um emprego permanente, mas 6% tinham ainda um contrato a prazo.

Estes números apontam para uma elevada rotação dos trabalhadores contratados a prazo. A heterogeneidade das taxas de contratação e separação por tipo de contrato é confirmada no quadro 5. A percentagem de contratos a prazo é maior nas empresas que aumentam o emprego (28.9% do emprego) do que nas empresas que reduzem o emprego (20.5% do emprego). Porém, os contratos a prazo são a forma de entrada mais importante nestes dois tipos de empresa: 54% de todas as entradas nas empresas em expansão e 53% nas empresas que reduzem o seu nível de emprego. Cerca de 40% de todas as saídas ficam a dever-se a separações de trabalhadores com contratos a prazo; esta percentagem é maior nas empresas em expansão, cerca de 47%, do que nas empresas em contração, onde apenas 37% de todas as saídas são de trabalhadores com contratos a prazo.

O quadro 5 mostra também que as empresas em expansão se apoiam mais em contratações com contratos a prazo para expandir as suas operações. De uma taxa de crescimento líquido de 21.5%, 12.7 pontos percentuais correspondem a contratações com contratos a prazo (60% dos ganhos líquidos de emprego). Inversamente, as empresas em contração separaram-se de uma percentagem muito maior de trabalhadores permanentes. Quase três quartos das perdas líquidas de emprego, que no período foram de 18.1%, resultam de uma redução do nível de posições permanentes (13.1 pontos percentuais).

Quadro 4

| | DURAÇÃO DOS EMPREGOS POR TIPO DE CONTRATO | | |
|------|--|--------------------------------------|--|
| | Taxa de sobrevivência de empregos existentes em 2002 | Contratados a prazo em 2002 | |
| | (1) | Ainda com contrato a prazo (2) | Convertidos em contrato permanente (3) |
| 2003 | 70.3 | 41.4 | 14.1 |
| 2004 | 58.3 | 22.3 | 19.6 |
| 2005 | 53.2 | 13.8 | 22.9 |
| 2006 | 46.7 | 9.7 | 22.0 |
| 2007 | 42.1 | 7.5 | 20.4 |
| 2008 | 38.1 | 5.8 | 19.0 |

Fonte: Ministério da Solidariedade e Segurança Social (Quadros de Pessoal, 2002-2008) e cálculos dos autores.

Notas: (1) Probabilidade de um indivíduo manter o mesmo empregador em 2003, 2004, ..., 2008. (2) Probabilidade de um indivíduo ter um contrato a prazo em 2002 e permanecer no mesmo empregador com um contrato a prazo em 2003, 2004, ..., 2008. Note-se que, durante o período analisado, os contratos a prazo podiam ter uma duração máxima de 6 anos. (3) Taxa de conversão, i.e., probabilidade de um indivíduo contratado a prazo em 2002 ter um contrato permanente na mesma empresa em 2003, 2004, ..., 2008.

Quadro 5

| FLUXOS DE TRABALHADORES POR TIPO DE CONTRATO 2002-2008 | | | |
|--|--|---|--|
| | Empresas com criação líquida de emprego (1) | Empresas com destruição líquida de emprego (2) | Empresas com emprego estável (3) |
| Taxa de contratação | 37.2 | 12.3 | 13.4 |
| para contratos permanentes | 17.1 | 5.8 | 8.0 |
| para contratos a prazo | 20.1 | 6.5 | 5.4 |
| Taxa de separação | 15.7 | 30.4 | 13.4 |
| de contratos permanentes | 8.3 | 18.9 | 9.1 |
| de contratos a prazo | 7.4 | 11.5 | 4.3 |
| Taxa líquida de variação | 21.5 | -18.1 | 0.0 |
| Contributo dos | | | |
| contratos permanentes | 8.8 | -13.1 | -1.1 |
| contratos a prazo | 12.7 | -5.0 | 1.1 |
| Emprego | | | |
| contratos permanentes | 734 506 | 733 350 | 327 518 |
| | 71.1% | 79.5% | 83.5% |
| contratos a prazo | 299 118 | 189 538 | 64 580 |
| | 28.9% | 20.5% | 16.5% |

Fonte: Ministério da Solidariedade e Segurança Social (Quadros de Pessoal, 2002-2008) e cálculos dos autores.

4. Evidência causal entre rotação e o tipo de contrato: a reforma da proteção ao emprego de 2004

Nas secções anteriores apresentámos factos estilizados que caracterizam a natureza segmentada do mercado de trabalho português. Porém, este conjunto de dados tem um âmbito limitado. Em particular, não permite estabelecer ligações causais entre o sistema de proteção ao emprego e a estabilidade e a composição do emprego. A fim de ultrapassar esta limitação, Centeno e Novo (2012) utilizam uma reforma legislativa de 2004 para recolher evidência causal. A reforma aumentou o grau de proteção ao emprego para os contratos permanentes num subconjunto de empresas, enquanto outras empresas mantiveram o regime anterior à reforma.

4.1. A reforma de 2004: mais proteção para os contratos permanentes

Os contratos a prazo foram introduzidos pela primeira vez em 1976 e desde essa data a sua regulamentação foi revista várias vezes. Trata-se de um instrumento legal aplicável à generalidade das qualificações e tarefas numa empresa. A decisão de contratar um trabalhador com um contrato permanente ou a prazo não depende exclusivamente das características económicas do emprego. Os principais fatores considerados são os diferentes custos de cessação laboral em cada dos tipos de contrato. As empresas distinguem entre custos financeiros – o pagamento de indemnizações – e custos processuais – todos os custos administrativos e jurídicos envolvidos no processamento da cessação do contrato.

Os custos financeiros são simples de medir, uma vez que as indemnizações a pagar estão pré-definidas. Durante os primeiros 36 meses (a duração máxima atual dos contratos a prazo), existem diferenças nas indemnizações a apagar entre os dois contratos, mas estas não são significativas. Os trabalhadores com um contrato permanente não têm direito ao pagamento de indemnização durante o período experimental, que vamos considerar igual a 6 meses (o número exato depende das qualificações do trabalhador, podendo variar entre 3 e 8 meses). Os trabalhadores com um contrato permanente acumulam o direito a 2 dias de indemnização por cada mês de trabalho. Para um período entre 7 e 29 meses de antiguidade, é menos dispendioso terminar um contrato a prazo do que um contrato permanente. Por exemplo, após um período de 24 meses, o custo é de 72 e 90 dias de salário, respetivamente. Para um período entre

30 e 36 meses, torna-se de novo menos dispendioso terminar um contrato permanente. Aos 36 meses de antiguidade, os custos financeiros de cessação de um contrato a prazo correspondem a 108 dias de salário, enquanto o custo de terminar um contrato permanente é de 90 dias.³

No entanto, a maior diferença entre os dois tipos de contratos reside nos custos processuais. Estes custos não existem na data de expiração dos contratos a prazo, mas são muito significativos nos contratos permanentes. O despedimento de um trabalhador com um contrato permanente envolve mais do que o simples pagamento de uma indemnização. Em Portugal, os custos processuais não podem ser ignorados. Estes incluem procedimentos escritos e entrevistas com testemunhas, envolvendo a comissão de trabalhadores e, se o trabalhador for delegado sindical, o próprio sindicato. No seu conjunto, os procedimentos prolongam consideravelmente o processo de despedimento, tipicamente 2 meses, e envolvem aconselhamento jurídico e custos administrativos.

Até 2004, a lei isentava as empresas com menos de 21 trabalhadores de alguns destes procedimentos legais. A reforma do código do trabalho de 2004 alterou este limite para 10 trabalhadores (Decreto-Lei N.º 99/2003). Assim, a reforma gerou o que se designa por uma “quase-experiência”, em que o regime de proteção do emprego permanente se altera para um subconjunto de empresas, mantendo-se porém inalterado para todas as outras empresas. Neste enquadramento, as empresas com 11 a 20 trabalhadores constituem o grupo de tratamento; e definimos como grupo de controlo (não-tratadas) empresas com 21 a 100 trabalhadores. As restrições utilizadas para limitar a dimensão das empresas estão em linha, nomeadamente, com Burgess, Lane e Stevens (2001), Kugler e Pica (2008) e Martins (2009). A sensibilidade dos resultados à escolha dos grupos de tratamento e de controlo foi testada de forma cuidada.

A fim de estudar os impactos desta reforma legislativa, recorreremos aos dados dos Quadros de Pessoal. No Anexo, o quadro A1 apresenta estatísticas descritivas das empresas dos grupos de tratamento e de controlo. A amostra inclui um total de 45 876 empresas, um painel não-equilibrado com 181 131 observações (pares ano x empresa). As empresas do painel empregam em cada ano uma média de 610 000 trabalhadores. Para o período anterior à alteração legislativa, que corresponde a 2003, existem 14 170 observações no grupo de tratamento e 11 877 observações no grupo de controlo. No período após a implementação da reforma, entre 2004 e 2008, existem 81 439 observações do grupo de tratamento e 73 645 observações do grupo de controlo. A percentagem média de contratos a prazo em todas as empresas é de 28.2%. Em média, por ano, a rotação excessiva de trabalhadores corresponde a 24.6% da força de trabalho da empresa. A rotação excessiva de trabalhadores com contratos a prazo é de 34.7%, claramente superior à rotação de trabalhadores com contratos permanentes, que fica pelos 12.4%.

4.2. Duração do emprego: evidência causal *prima facie*

Estabelecer um paralelo entre a reforma de 2004 e os ensaios clínicos pode ser ilustrativo para compreender a interpretação causal dos resultados. Nos ensaios clínicos, alguns indivíduos são selecionados aleatoriamente para testar um determinado medicamento, enquanto aos restantes é administrado um placebo. Na reforma de 2004, embora não tenha havido uma seleção aleatória, um conjunto de empresas foi confrontado com novos regulamentos de proteção ao emprego, enquanto as restantes empresas mantiveram os regulamentos anteriores. Uma vez que ambos os grupos partilhavam a mesma conjuntura económica e tinham características idênticas, as diferenças observadas nos seus resultados económicos podem ser atribuídas às diferenças de regulamentação.

³ Quando terminava o contrato a prazo, o trabalhador recebia uma indemnização de 3 dias por cada mês de emprego (2 dias se a duração do contrato fosse inferior a 1 ano). Quanto aos contratos permanentes, a indemnização a pagar era estipulada em tribunal, tipicamente de 30 dias por cada ano de antiguidade, mas o juiz podia decidir fixá-la entre 15 e 45 dias, com um mínimo de 90 dias. Os nossos cálculos baseiam-se na regra dos 30 dias.

A fim de obter evidência causal *prima facie* do impacto sobre a estrutura de rotação dos trabalhadores da reforma parcial da proteção ao emprego de 2004, recorreremos às estatísticas de duração do emprego utilizadas na secção anterior. O quadro 6 apresenta a probabilidade de um par trabalhador-empresa existente no ano de referência durar mais 2 anos. Estas probabilidades são calculadas para as empresas dos grupos de tratamento e controlo e para os períodos anterior e posterior à reforma, que têm 2002 e 2004 como anos base, respetivamente⁴. Antes da reforma, a probabilidade de um emprego sobreviver mais dois anos era 4.3 pontos percentuais mais baixa nas empresas do grupo de tratamento do que entre as empresas do grupo de controlo. Após o aumento do grau de proteção do emprego, a diferença entre os dois grupos diminuiu para 3.7 pontos percentuais. Assim, partindo do pressuposto de que se verificou uma reação comum aos choques agregados, concluímos que a legislação – o único fator diferente entre os dois grupos – causou um aumento de 0.7 pontos percentuais ($-3.7 - (-4.3)$) na probabilidade de sobrevivência do emprego mais 2 anos. Mas será que este efeito afetou uniformemente todos os trabalhadores?

A resposta é claramente não. Se analisarmos apenas os trabalhadores com contratos a prazo, podemos verificar de que forma as empresas reagiram quando confrontadas com o aumento dos custos processuais de despedimento para os contratos permanentes. Relativamente ao que teria acontecido na ausência da reforma legislativa, as empresas do grupo de tratamento aumentaram em 2.5 pontos percentuais a percentagem de trabalhadores que mantiveram o contrato a prazo mais dois anos (colunas (2)-(2')). O resultado mais relevante do ponto de vista da rotação de trabalhadores encontra-se nas colunas (3)-(3'). Na sequência da nova legislação, as empresas tratadas reduziram em 1.9 pontos percentuais a taxa de conversão dos contratos a prazo em contratos permanentes. O papel dos contratos a prazo como mecanismo de seleção não é corroborado pela evidência causal de redução da taxa de conversão. Pelo contrário, a evidência causal apoia o argumento teórico, bem como empírico, de Cahuc *et al.* (2012). Do ponto de vista do legislador, é importante salientar que os nossos resultados constituem evidência causal de que as alterações aos regulamentos aplicáveis aos contratos permanentes afetam também as experiências de emprego dos trabalhadores com contratos a prazo.

Quadro 6

| | DURAÇÃO DO EMPREGO DIFERENÇA-DAS-DIFERENÇAS | | | | | |
|--------------------------|---|----------------|--|----------------|--------------|-----------------|
| | Probabilidade de sobrevivência mais dois anos | | Probabilidade de que um contratado a prazo | | | |
| | Antes (1) | Depois (1') | Antes (2) | Depois (2') | Antes (3) | Depois (3') |
| Tratamento (T) | 54.6 | 59.4 | 22.0 | 28.9 | 18.0 | 15.8 |
| Controle (C) | 58.9 | 63.1 | 24.8 | 29.2 | 19.4 | 19.0 |
| Diferenças (T - C) | -4.3 | -3.7 | -2.9 | -0.4 | -1.3 | -3.2 |
| Diferença-das-diferenças | | 0.7 (0.164) | | 2.5 (0.301) | | -1.9 (0.263) |

Fonte: Ministério da Solidariedade e Segurança Social (Quadros de Pessoal, 2002-2008) e cálculos dos autores.

Notas: O período *antes* considera os empregos existentes em 2002; o período *depois* considera os empregos existentes em 2004. As empresas no grupo de tratamento têm 11 a 20 trabalhadores e as empresas no grupo de controlo 21 a 100 trabalhadores. Nas colunas (1) e (1'), calcula-se a probabilidade de um emprego sobreviver mais dois anos. Nas últimas 4 colunas repete-se o mesmo exercício apenas para os empregos com contrato a prazo. Nas colunas (2) e (2'), calcula-se a probabilidade de sobrevivência, de um contrato a prazo. Nas colunas (3) e (3'), calcula-se a taxa de conversão de contratos a prazo em contratos permanentes. Desvio-padrão entre parênteses.

4 Os dados abrangem apenas 1 ano no período anterior à reforma, nomeadamente 2003, excluindo assim o cálculo de sobrevivência para além de 2 anos. Contudo, esta insuficiência é mitigada pelo facto de as taxas de conversão de contratos a prazo em contratos permanentes estabilizarem após o segundo ano (Quadro 4).

Quadro 7

| EVIDÊNCIA CAUSAL DIFERENÇA-DAS-DIFERENÇAS ESTIMATIVAS CONDICIONAIS | | | | |
|--|--------------------------|------------------------------------|------------------------------|-----------------|
| | Porcentagem de | Rotação excessiva de trabalhadores | | |
| | contratos a prazo (1) | contratos a prazo (2) | contratos permanentes (3) | Total (4) |
| Diferença-das-diferenças | 1.63 (0.182) | 1.31 (0.649) | -0.11 (0.250) | 0.29 (0.277) |
| Variáveis de controle | - Sim. Ver texto - | | | |
| Média da variável dependente (in %) | 28.2 | 34.7 | 12.4 | 24.6 |
| Número de empresas | 45 876 | 34 049 | 43 708 | 45 876 |
| Número de observações | 181 131 | 107 768 | 171 255 | 181 131 |

Fontes: Ministério da Solidariedade e Segurança Social (Quadros de Pessoal, 2002-2008) e cálculos dos autores.

Notas: Diferença-das-diferenças expressa em pontos percentuais. Desvios-padrão, entre parênteses, obtidos através de estimativas de efeitos fixos para as empresas. O período “Antes” corresponde a 2003 e o período “Depois” a 2004-2008. Em cada período, as empresas do grupo de tratamento têm 11 a 20 trabalhadores e as empresas do grupo de controle têm 21 a 100 trabalhadores.

4.3. Rotação excessiva de trabalhadores: evidência causal

Uma característica distinta dos mercados de trabalhos segmentados é a distribuição desigual entre os trabalhadores dos custos de ajustamento. A fim de se obter evidência causal para este resultado, exploramos de forma mais sistemática a quase-experiência de 2004.

Em termos gerais, recorreremos à metodologia utilizada acima, designada por diferença-das-diferenças. Contudo, o pressuposto de que as empresas nos grupos de tratamento e de controlo têm características observáveis idênticas poderá ser pouco convincente. Na verdade, não houve uma seleção aleatória do tratamento. A fim de ultrapassar esta insuficiência, cada uma das diferenças é estimada após controlar para diversas dimensões que poderiam explicar diferenças observáveis nos resultados económicos dos dois grupos⁵.

Como já referimos, a rotação de trabalhadores é um processo natural e envolve simultaneamente a contratação e a separação de trabalhadores. Qualquer destas duas atividades é mais dispendiosa para trabalhadores com contratos permanentes. Assim, as empresas que são confrontadas com um aumento dos custos de despedimento dos contratos permanentes poderão optar por aumentar a percentagem de contratos a prazo. Esta hipótese é testada no enquadramento quase-experimental. A coluna (1) do quadro 7 apresenta o efeito médio do tratamento sobre a percentagem de contratos a prazo nas empresas tratadas. Concluímos que a nova legislação levou as empresas tratadas a aumentar em 1.6 pontos percentuais o peso dos contratos a prazo no seu emprego total.

O aumento da percentagem de contratos a prazo é a primeira consequência indesejada do agravamento das diferenças de proteção entre estes contratos a prazo e os contratos permanentes. Infelizmente, os danos colaterais não acabam aqui. Nas colunas (2) e (3), testámos a forma como a nova legislação afetou a taxa de rotação excessiva de trabalhadores por tipo de contrato. Os resultados apontam de forma inequívoca para um aumento da rotação excessiva de trabalhadores com contrato a prazo nas empresas tratadas. A taxa de rotação excessiva de trabalhadores com contrato a prazo, que é cerca de 3 vezes superior à dos trabalhadores com contrato permanentes (34.7% face a 12.4%), aumenta 1.3 pontos percentuais entre as empresas tratadas. Mas mesmo sobre a rotação de trabalhadores com contratos permanentes regista-se apenas uma ligeira e não significativa redução, -0.1 pontos percentuais. Estes

⁵ Neste exercício, a estimativa do impacto da legislação está expurgado de diferenças: (i) nos salários médios das empresas, (ii) na percentagem de trabalhadores não-qualificados, (iii) na composição da escolaridade dos trabalhadores, (iv) na dimensão e idade da empresa, (v) na idade e antiguidade média dos trabalhadores, e (vi) no tipo de crescimento do emprego (positivo ou negativo). Adicionalmente, o método de estimação vai um pouco mais longe e controla também para a heterogeneidade não observada invariável ao longo do tempo em cada empresa (efeitos fixos da empresa). Para mais pormenores sobre o método de estimação e resultados adicionais consultar Centeno e Novo (2012).

resultados estão em linha com as previsões dos modelos. Confirmam uma mudança no sentido de uma maior utilização dos contratos a prazo e a existência de uma forte substituição entre os dois tipos de trabalhadores. Esta forte substituíbilidade pode não ser surpreendente, uma vez que o tipo de contrato é uma característica não-produtiva do emprego. Esta evidência para Portugal está em consonância com os resultados obtidos em Cappellari, Dell’Aringa e Leonardi (2011) para as empresas italianas.

Por último, a coluna (4) apresenta os resultados da estimação diferença-das-diferenças para a rotação excessiva de todos os trabalhadores. A estimativa indica que uma regulamentação mais rigorosa sobre os despedimentos não altera o nível de rotação excessiva de trabalhadores nas empresas tratadas. Martins (2009), embora não tenha estudado este tipo de rotação, também não observou qualquer impacto de uma redução, em 1989, da proteção ao emprego sobre os fluxos totais de empregos e trabalhadores portugueses.

5. Reformar o mercado de trabalho para eliminar a segmentação

A análise dos fluxos do mercado de trabalho na economia portuguesa mostra que para preencher uma vaga as empresas contratam e separam-se de mais do que um trabalhador. Este é um facto estilizado, comum a vários mercados de trabalho. As políticas de recursos humanos nas empresas portuguesas, embora condicionadas por um código do trabalho considerado rígido, são favoráveis a uma intensa reafetação de trabalhadores. Neste estudo, analisámos pormenorizadamente a ligação entre esta rotação e a segmentação do mercado de trabalho.

Num contexto em que as reformas da legislação de proteção ao emprego assumem um carácter parcial e são geradoras de segmentação, os contratos a prazo constituem um instrumento crucial nos processos de ajustamento do nível e composição do emprego nas empresas portuguesas. O contínuo aumento da percentagem de contratos a prazo reflete a necessidade de flexibilidade a nível laboral, numa economia mundial onde os mercados do produto e do trabalho estão cada vez mais integrados. No entanto, os sistemas duais geram uma forte volatilidade no emprego e no desemprego. Esta volatilidade é, com frequência, mais elevada do que seria de esperar quando comparada com a de economias sujeitas a menor segmentação. As experiências europeias e norte-americanas são exemplos recentes deste comportamento. Lamentavelmente, estas flutuações penalizam excessivamente o emprego e os salários de determinados grupos de trabalhadores.

A melhoria destes indicadores requer a eliminação das características do sistema de regulamentação que promovem a segmentação do mercado de trabalho. A abordagem a seguir deve ser baseada na definição de um conjunto de políticas coerentes, com um âmbito alargado quer em termos das empresas e dos trabalhadores envolvidos, quer das áreas de política consideradas. Em termos gerais, a regulamentação do mercado de trabalho deve ser concebida de forma a facilitar o ajustamento do emprego às condições económicas das empresas, ao mesmo tempo que protege os trabalhadores de flutuações inesperadas de rendimento durante períodos de desemprego temporário e involuntário. Para atingir este objetivo é necessária a revisão integrada dos regimes de subsídio de desemprego, das políticas ativas do mercado de trabalho e da legislação de proteção ao emprego. Mas, em caso algum, deverão as políticas do mercado de trabalho ser utilizadas para alcançar objetivos sociais; por exemplo, aumentar o salário mínimo a fim de reduzir a pobreza pode beneficiar alguns trabalhadores temporariamente, mas vai ser conseguido à custa de menos emprego. A política de salário mínimo deverá ser utilizada apenas para conter o poder de monopsonio das empresas, deixando para as políticas sociais as questões relacionadas com a pobreza e a redistribuição de rendimento.

O sistema de apoio financeiro ao desemprego deve ser entendido como um seguro, que se destina a facilitar e proteger as transições entre empregos, alisando o consumo em períodos de desemprego. Porém, tal como acontece com outros sistemas de seguro, é necessário estabelecer um equilíbrio entre a proteção que proporciona e o comportamento de maior risco que induz. Por um lado, o subsídio de

desemprego gera um efeito de rendimento, que permite aos trabalhadores desempregados mais do que procurar um qualquer emprego, procurar o emprego certo (Gruber (1997), Acemoglu e Shimer (2000), Centeno (2004), Chetty (2008) e Centeno e Novo (2009)). Por outro lado, não se pode ignorar que induz um efeito de substituição do trabalho pelo lazer. Este efeito distorce os incentivos e prolonga ineficientemente o desemprego. Além disto, um seguro de desemprego em que a taxa de contribuição da empresa não seja proporcional ao volume de separações de trabalhadores pode dar origem a políticas de rotação mais laxistas.

Em Portugal, após várias revisões do regime de subsídio de desemprego, as prestações de desemprego são ainda incorretamente consideradas como um subsídio. De acordo com uma interpretação de cariz social das políticas do mercado de trabalho, a duração do período de atribuição do subsídio está, em primeiro lugar, relacionada com a idade do trabalhador, ao invés de estar exclusivamente associada à sua participação no mercado de trabalho (período de contribuições sociais efetivas). Os estudos existentes revelam, de forma sistemática, que para fazer face à segmentação, um sistema de subsídios de desemprego deverá ter: (i) um cariz universal, com reduzidas barreiras de acesso; (ii) uma duração dos benefícios definida com recurso a um mecanismo simples, baseado na duração do período de emprego; (iii) essa duração deve ser curta e variar de forma automática com o ciclo económico (por exemplo, aumentar quando a taxa de desemprego excede um determinado limite e reduzir-se quando a situação económica melhora); (iv) uma elevada taxa de reposição dos níveis salariais anteriores ao período de desemprego; (v) mecanismos eficazes de controlo do esforço de procura de emprego e penalizações no caso de não cumprimento dessas obrigações; e (vi) taxas contributivas do empregador que dependam da utilização do sistema de seguro pelos seus antigos trabalhadores – as empresas com mais ex-trabalhadores a receber subsídio de desemprego devem pagar taxas mais elevadas.

Um segundo conjunto de instrumentos, as políticas ativas do mercado de trabalho, absorve uma parte substancial dos recursos das economias dos países desenvolvidos. Não é raro gastar-se mais de 1% do PIB em programas de formação e de apoio à procura de emprego. Embora estas políticas se destinem a ativar trabalhadores desempregados, as avaliações destes programas são frequentemente decepcionantes (Centeno, Centeno e Novo 2009, Kluve 2010). Os estudos sugerem que uma distribuição mais eficiente de recursos exigiria a seleção de grupos muito específicos – aqueles com mais fracas perspetivas no mercado de trabalho, tipicamente os desempregados de longa duração e, entre estes, os trabalhadores com baixa escolaridade. A experiência europeia mostra também que a disponibilização de apoio na procura de emprego, em combinação com um aconselhamento de proximidade e por sanções em caso de não cumprimento, é a forma mais eficaz e menos dispendiosa. E porque as políticas devem ser pensadas de forma integrada, esta visão das medidas de ativação é também a que melhor se adequa aos mecanismos de monitorização do seguro de desemprego. Melhora-se a eficácia e a eficiência na utilização dos recursos públicos.

Considerando as avaliações desfavoráveis das políticas ativas, é necessário acrescentar duas notas de precaução adicional. Em primeiro lugar, os programas públicos têm uma externalidade negativa sobre os esforços privados. Embora o efeito inicial seja positivo, já que a participação nos programas parece ativar os trabalhadores, esse efeito desvanece-se rapidamente, o que não aconselha programas prolongados. Em segundo lugar, as políticas que incluem subsídios salariais tendem a receber melhores avaliações (Katz 1998). Contudo, estas políticas podem desajustar os incentivos das empresas e causar interrupções abruptas da relação laboral, em particular quando o subsídio termina, levando as empresas a substituir os trabalhadores sem subsídio por outros trabalhadores com direito ao subsídio.

Utilizando um enquadramento quase-experimental mostrámos que uma reforma que aumentou a proteção dos trabalhadores com contrato permanente num dado grupo de empresas causou um aumento do peso dos contratos a prazo nessas empresas. Adicionalmente, com o objetivo de atingir um determinado nível de rotação de trabalhadores essas empresas aumentaram a rotação de trabalhadores com contrato

a prazo. Ambos os resultados apontam para a substituíbilidade dos trabalhadores nos dois tipos de contratos e para um aumento da incidência do ajustamento nos contratos mais flexíveis.

Contudo, uma vez que o contrato não é uma característica produtiva do posto de trabalho, estas conclusões sugerem que uma redução do número de contratos existentes na economia seria adequada. Esta deverá ser implementada mantendo a estrutura das regras que regulamentam os contratos permanentes, mas ajustando de forma adequada as suas principais características. A finalidade da legislação do trabalho é a de conciliar os objetivos, potencialmente antagónicos, de empresas e trabalhadores. Assim, o quadro legal deverá refletir um equilíbrio entre a componente processual de proteção dos direitos das duas partes, o pagamento de indemnizações mais generosas, períodos experimentais mais prolongados, períodos de pré-aviso de despedimento também mais alargados e o estabelecimento de um conjunto limitado de razões não-económicas para o despedimento.

As atuais diferenças de custos processuais de despedimento entre contratos a prazo e contratos permanentes constituem a maior barreira a uma afetação eficiente da mão-de-obra. Para reduzir a segmentação é necessária uma redução significativa destes custos, que na sua forma atual recaem sobre os dois lados do mercado de trabalho. Estes procedimentos administrativos e jurídicos são morosos e dispendiosos. A situação atual promove as negociações à margem do sistema judicial, com o objetivo de contornar os custos dos procedimentos formais e para reduzir a incerteza e a morosidade desses processos. A pequena percentagem de processos de despedimento que chega aos tribunais e o pagamento de indemnizações acima do nível máximo estabelecido na lei constituem evidência deste comportamento.

A regulamentação deverá considerar que, de um ponto de vista económico, é necessário proteger o trabalhador contra a perda involuntária de emprego. Na relação laboral, os trabalhadores são a parte com maiores restrições de liquidez e para além disso enfrentam uma perda de capital humano com o fim do emprego. Essa proteção é feita através do pagamento de uma indemnização por perda involuntária do emprego. Ao pagar a indemnização, a empresa está também a incorporar os custos sociais que impõe à sociedade (o custo privado do despedimento para a empresa é sempre menor do que o custo social do despedimento). No entanto, não é menos importante garantir que as empresas tenham margem suficiente para gerir as suas operações ao longo do ciclo económico e, de um modo geral, estruturalmente. Estas deverão ter capacidade para tomar decisões consistentes com a otimização dos seus resultados económicos.

Quando confrontado com uma situação de eliminação do seu posto de trabalho, o trabalhador precisa de tempo para encontrar um novo emprego adequado. Esta tarefa terá mais êxito – resultando em empregos com melhores salários e mais estáveis – se este for encontrado nas primeiras semanas após a perda do anterior emprego. Um aumento do período de pré-aviso de despedimento levará a uma transição entre empregos mais segura e bem-sucedida.

As empresas utilizam os primeiros meses de uma relação laboral para selecionar os trabalhadores; os empregos são, de facto, “bens de experiência”. Um período experimental suficientemente longo é um ingrediente essencial para promover a formação de pares trabalhador-empresa mais eficientes. Mas este período não pode ser demasiado longo, caso contrário poderia substituir-se ao papel ineficaz atualmente desempenhado pelos contratos a prazo.

O sistema legal é crucial para proteger os direitos dos trabalhadores e das empresas. O atual acesso desigual ao sistema judicial apenas reforça a segmentação. O envolvimento judicial deveria ser limitado a casos de despedimentos por justa causa e por razões não-económicas. Neste contexto, os contratos temporários deveriam ser abolidos, exceto em situações bem definidas (por exemplo, substituição de trabalhadores ausentes por maternidade). A legislação deveria proteger os trabalhadores contra os fenómenos de discriminação no mercado de trabalho, mas sem interferir nas decisões puramente económicas das empresas. Desta forma, limitar-se-ia a necessidade do sistema judicial se envolver na análise económica dos processos de despedimento.

Estamos conscientes de que a implementação de um conjunto de reformas coerentes requer um enorme esforço de economia-política. A discussão sobre o desenho de instituições do mercado de trabalho compatíveis com a redução da segmentação é feita em Blanchard e Tirole (2008). A fim de atenuar os seus custos imediatos de implementação, as novas regras não têm de ser aplicáveis aos contratos existentes, preservando assim o atual “legado do mercado”. A experiência com outros países mostra que este legado rapidamente se tornaria residual através do simples funcionamento dos mecanismos de rotação anteriormente descritos. No sistema atual, apenas 40% dos empregos existentes em 2002 sobreviveram até 2008 e 75% dos trabalhadores estão em empregos com menos de 10 anos de antiguidade. O receio de que as novas políticas possam desencadear a destruição de emprego não é justificado. O equilíbrio que se propôs entre os diferentes instrumentos de política foi desenhado para o evitar. Países como a Áustria introduziram reformas significativas de proteção ao emprego e dos sistemas de proteção no não-emprego sem originar níveis mais elevados de fluxos de emprego e trabalhadores.

A natureza estocástica do processo de emparelhamento de trabalhadores e empresas conduz necessariamente a um desejável processo de tentativa e erro. Este ensaio salientou as virtudes de um enquadramento legislativo que distribuisse de forma mais uniforme os custos de ajustamento entre todos os trabalhadores, reduzisse a incerteza para os intervenientes no mercado e assim promovesse a formação de relações laborais produtivas e duradouras. A receita final dependerá dos intervenientes, mas os ingredientes devem ser escolhidos na disciplina do mercado. Trabalhadores e empresas devem sustentar o seu comportamento em mecanismos de reputação, baseados no mercado, e compatíveis com os seus incentivos.

Referências

- Abowd, J., Corbel, P. e Kramarz, F. (1999), “The entry and exit of workers and the growth of employment: An analysis of French establishments”, *Review of Economics and Statistics* 81(2), 170–187.
- Acemoglu, Daron e Shimer, Robert (2000), ‘Productivity gains from unemployment insurance’ *European Economic Review*, vol. 44(7), 1195-1224.
- Albæk, K. e Sorensen, B. (1998), “Worker flows and job flows in Danish manufacturing, 1980-91”, *The Economic Journal* 108(451), 1750–1771.
- Alesina, A. e Giavazzi, F. (2006), *The future of Europe: Reform or decline*, The MIT Press.
- Alves, N., Centeno, M. e Novo, A. (2010), “Investment in education in Portugal: Returns and heterogeneity”, *Economic Bulletin*, Banco de Portugal Spring, 9–36.
- Anderson, P. e B. Meyer (1994) “The extent and consequences of job turnover,” *Brookings Papers on Economic Activity Microeconomics*, 177 - 236.
- Autor, D. H., Katz, L. F. e Kearney, M. S. (2008), “Trends in U.S. wage inequality: Revising the revisionists”, *Review of Economics and Statistics* 90(2), 300–323.
- Bassanini, A. (2010), “Inside the perpetual-motion machine: cross-country comparable evidence on job and worker flows at the industry and firm level”, *Industrial and Corporate Change* 19(6), 2097–2134.
- Bentolila, S., Cahuc, P., Dolado, J. e Le Barbanchon, T. (2010), “Two-tier labor markets in the Great Recession: France vs. Spain”, *Discussion paper* 5340, IZA.
- Blanchard, O. e Tirole, J. (2008), “The joint design of unemployment insurance and employment protection: A first pass”, *Journal of the European Economic Association* 6(1), 45–77.
- Boeri, T. (2010), “Institutional reforms in European labor markets”, in O. Ashenfelter and D. Card, eds, *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4, North-Holland, Amsterdam, pp. 1173–1236.

- Burgess, S., Lane, J. e Stevens, D. (2000), "Job flows, worker flows, and churning", *Journal of Labor Economics* 18(3), 473–502.
- Burgess, S., Lane, J. e Stevens, D. (2001), "Churning dynamics: An analysis of hires and separations at the employer level", *Labour Economics* 8(1), 1–14.
- Cabral, L. e Mata, J. (2003), "On the evolution of the firm size distribution: Facts and theory", *American Economic Review* 93(4), 1075–1090.
- Cahuc, P., Charlot, O. e Malherbet, F. (2012), "Explaining the spread of temporary jobs and its impact on labor turnover", *mimeo*, CREST-ENSAE, Ecole Polytechnique.
- Cappellari, L., Dell’Arling, C. e Leonardi, M. (2011), "Temporary employment, job flows and productivity: A tale of two reforms", *Working paper* 3520, CESifo.
- Carneiro, A., Guimarães, P. e Portugal, J. (2009), "Real wages and the business cycle: Accounting for worker and firm heterogeneity", *Discussion Paper* 4174, IZA.
- Centeno, L., Centeno, M. e Novo, A. A. (2009), "Evaluating job search programs for old and young individuals: Heterogeneous impact on unemployment duration", *Labour Economics* 16(1), 12–25.
- Centeno, M. (2004), "The match quality gains from unemployment insurance", *Journal of Human Resources* 39(3), 839–863.
- Centeno, M., Machado, C. e Novo, A. A. (2008), "The anatomy of employment growth in Portuguese firms", *Economic Bulletin*, Banco de Portugal Summer, 75–101.
- Centeno, M., Maria, J. R. C. e Novo, A. A. (2009), "Desemprego: Oferta, procura e instituições" in *A Economia Portuguesa no contexto da integração económica, financeira e monetária*, Departamento de Estudos Económicos, Banco de Portugal,, 219–262.
- Centeno, M. e Novo, A. A. (2009), "Reemployment wages and UI liquidity effect: A regression discontinuity approach", *Portuguese Economic Journal* 8(1), 45–52.
- Centeno, M. e Novo, A. A. (2012), "Excess worker turnover and fixed-term contracts: Causal evidence in a two-tier system", *Labour Economics* 19, 320–328.
- Chetty, R. (2008), "Moral hazard versus liquidity and optimal unemployment insurance", *Journal of Political Economy* 116(2), 173–234.
- Davis, S., Faberman, J., Haltiwanger, J. e Rucker, I. (2010), "Adjusted estimates of workers flows and job openings in JOLTS", in K. G. Abraham, J. R. Spletzer and M. Harper, eds, *Labor in the New Economy*, University of Chicago Press, pp. 187–216.
- Davis, S., Faberman, R. e Haltiwanger, J. (2006), "The flow approach to labor markets: New data sources and micro–macro links", *The Journal of Economic Perspectives* 20(3), 3–26.
- Davis, S., Haltiwanger, J. e Schuh, S. (1996), *Job Creation and Destruction*, MIT Press.
- Freeman, R. (1996), "Labor market institutions and earnings inequality", *New England Economic Review*.
- Goldin, C. and Katz, L. (2008), *The race between education and technology*, Belknap Press.
- Gruber, J. (1997), "The consumption smoothing benefits of unemployment insurance", *American Economic Review* 87(1), 192–205.
- Hall, R. (1982), "The importance of lifetime jobs in the US economy", *American Economic Review* 72(4), 716–724.
- Jovanovic, B. (1979), "Job matching and the theory of turnover", *The Journal of Political Economy* 87(5), 972.

- Katz, L. (1986), "Efficiency wage theories: A partial evaluation", in O. Blanchard and S. Fischer, eds, "NBER Macroeconomics Annual", MIT Press, Cambridge, Massachusetts, pp. 235–276.
- Katz, L. (1998), "Wage subsidies for the disadvantaged", in R. Freeman and P. Gottschalk, eds, *Generating jobs: How to increase demand for less-skilled workers*, Russell Sage Foundation, New York, pp. 21–53.
- Katz, Lawrence F. & Meyer, Bruce D., 1990. "The impact of the potential duration of unemployment benefits on the duration of unemployment," *Journal of Public Economics*, 41(1), 45-72.
- Kluve, J. (2010), "The effectiveness of European active labor market programs", *Labour Economics* 17(6), 904–918.
- Kugler, A. and Pica, G. (2008), "Effects of employment protection on worker and job flows: Evidence from the 1990 Italian reform", *Labour Economics* 15(1), 78–95.
- Lalive, R. (2008), "How do extended benefits affect unemployment duration? A regression discontinuity approach", *Journal of Econometrics* 142, 785–806.
- Martins, P. (2009), "Dismissals for cause: The difference that just eight paragraphs can make", *Journal of Labor Economics* 27(2), 257–279.
- Martins, P. S., Solon, G. and Thomas, J. (2010), "Measuring what employers really do about entry wages over the business cycle", *Working Paper* 15767, NBER.
- Ureta, M. (1992), "The importance of lifetime jobs in the US economy, revisited", *American Economic Review* 82(1), 322–335.

A. Anexo

A.1. Conceitos: fluxos agregados de empregos e trabalhadores

A análise dos fluxos de emprego e trabalhadores baseia-se nas definições padrão estabelecidas em Davis, Haltiwanger e Schuh (1996). Para uma dada empresa, as taxas de criação e destruição de emprego são, respetivamente,

$$C_t = \max \left\{ 0, \frac{X_t - X_{t-1}}{(X_t + X_{t-1})/2} \right\} \quad \text{e} \quad C_t = \max \left\{ 0, \frac{X_{t-1} - X_t}{(X_t + X_{t-1})/2} \right\}$$

em que X_t é o número de empregados no ano t (em Outubro).

As contratações no ano t , H_t , são definidas como o número de trabalhadores numa empresa no ano t , que não eram empregados dessa empresa no ano $t-1$. As separações no ano t , S_t , correspondem ao número de trabalhadores na empresa no ano $t-1$, que não são empregados dessa empresa no ano t . As taxas são

$$HR_t = \left\{ \frac{H_t}{(X_t + X_{t-1})/2} \right\} \quad \text{e} \quad SR_t = \left\{ \frac{S_t}{(X_t + X_{t-1})/2} \right\}.$$

A taxa de variação líquida de emprego (NEC) é igual à diferença entre as taxas de contratação e separação, $NEC_t = HR_t - SR_t$. A taxa de rotação excessiva de trabalhadores é dada por $EWT_t = HR_t + SR_t - |NEC_t|$ e corresponde aos fluxos de trabalhadores em excesso face ao que seria estritamente necessário para alcançar um determinado nível de emprego.

A.2. Conceitos: fluxos de empregos e trabalhadores por tipo de contrato

Estas definições convencionais foram aplicadas aos grupos de trabalhadores definidos por tipo de contrato. As separações de contrato permanente correspondem a todos os trabalhadores com um contrato permanente no ano $t-1$, que já não trabalham na empresa no t ; da mesma forma, as contratações são definidas como todos os trabalhadores com um contrato permanente no ano t que não trabalhavam na empresa no ano $t-1$. A taxa de rotação excessiva de trabalhadores para os contratos permanentes é obtida pela divisão destes fluxos pelo número médio de contratos permanentes na empresa nos dois períodos.

O mesmo cálculo é feito relativamente aos contratos a prazo. É de referir, no entanto, que alguns contratos a prazo podem ser convertidos em contratos permanentes. Estas conversões não foram consideradas separações de contratos a prazo nem contratações como contrato permanente. Assim, as contratações e separações implicam sempre um fluxo para dentro ou para fora da empresa, respetivamente.

É de salientar que a rotação excessiva para todo o conjunto de trabalhadores não é igual à soma da rotação excessiva de trabalhadores por tipo de contrato. Um exemplo simples pode esclarecer este ponto. Consideremos uma empresa com 50 trabalhadores que decide substituir 10 empregos com contrato permanente por 10 trabalhadores com contrato a prazo. Isto irá gerar uma rotação excessiva de trabalhadores, porque a empresa efetua simultaneamente contratações e separações. Em particular, isso resulta numa taxa de rotação excessiva de 0.4.

Porém, para cada tipo de contrato, a rotação é zero. Isto porque o aumento do nível de contratos a prazo é igual ao número de contratações e a redução de contratos permanentes é igual ao número de separações.

Quadro A1

| ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DADOS AO NÍVEL DA EMPRESA 2003-2008 | | |
|--|-----------|---------------|
| Variável | Média | Desvio-padrão |
| Contrato a prazo (em %) | 28.2 | 27.93 |
| Rotação excessiva de trabalhadores - total (em %) | 24.6 | 25.71 |
| Rotação excessiva de trabalhadores por tipo de contrato: | | |
| Contratos a prazo | 34.7 | 39.89 |
| Contratos permanentes | 12.4 | 19.75 |
| (Log) salário base | 6.39 | 0.38 |
| Trabalhadores não-qualificados (em %) | 36.3 | 25.19 |
| Nível de escolaridade, percentagem de trabalhadores com: | | |
| 9 ou menos anos | 69.9 | 27.31 |
| 10-12 anos | 19.7 | 18.97 |
| Superior | 10.4 | 16.56 |
| Mulheres (em %) | 42.7 | 32.67 |
| Imigrantes (em %) | 5.6 | 13.23 |
| Dimensão da empresa (número médio de trabalhadores) | 27.1 | 18.86 |
| Idade da empresa (em anos) | 21.2 | 24.47 |
| Idade média dos trabalhadores (em anos) | 37.7 | 5.28 |
| Antiguidade média dos trabalhadores (em meses) | 79.8 | 57.08 |
| Número de pares (trabalhador x empresa) | 4 903 529 | |
| Número de empresas | 45 876 | |
| Número de observações (empresas x ano) | | |
| Antes da reforma | | |
| Tratamento | 14 170 | |
| Controle | 11 877 | |
| Depois da reforma | | |
| Tratamento | 81 439 | |
| Controle | 73 645 | |
| Total | 181 131 | |

Fonte: Ministério da Solidariedade e Segurança Social (Quadros de Pessoal, 2003-2008) e cálculos dos autores.

Notas: Valores calculados ao nível da empresa para o período 2003-2008. O período "Antes" corresponde ao ano de 2003 e o período "Depois" a 2004-2008. Em cada período, as empresas no grupo de tratamento têm 11 a 20 trabalhadores e as empresas no grupo de controle têm 21 a 100 trabalhadores.

TEXTOS DE POLÍTICA E SITUAÇÃO ECONÓMICA



PROJEÇÕES PARA A ECONOMIA PORTUGUESA: 2012-2013

PROJEÇÕES PARA A ECONOMIA PORTUGUESA: 2012-2013

A evolução da economia portuguesa em 2011 foi decisivamente marcada pela interrupção do acesso a financiamento de mercado e pelo início da aplicação do Programa de Assistência Económica e Financeira (PAEF), o qual constitui igualmente a referência central na análise das perspetivas de médio prazo.

O PAEF fornece um quadro de financiamento estável para o período 2011-2014 e uma estratégia de ajustamento dos desequilíbrios macroeconómicos da economia portuguesa e de aumento do seu potencial de crescimento assente em três pilares: consolidação durável das contas públicas, estabilidade do sistema financeiro e transformação estrutural da economia portuguesa. Estes elementos são fundamentais para evitar o ajustamento abrupto e desordenado que ocorreria num contexto de ausência de financiamento, bem como para criar condições de crescimento sustentado da economia portuguesa e de convergência com os níveis de rendimento *per capita* observados em média na área do euro.

Este processo de ajustamento dos desequilíbrios acumulados na economia portuguesa traduziu-se, em 2011, numa queda de 1.6 por cento do Produto Interno Bruto (PIB). O comportamento do PIB reflete uma contração de todas as componentes da procura interna, parcialmente compensada por um crescimento robusto das exportações de bens e serviços. As atuais projeções para 2012-2013 apontam para a continuação deste processo, projetando-se uma contração da atividade de 3.4 por cento em 2012, seguida de uma estagnação em 2013 (Quadro 1). A redução da procura interna deverá prosseguir no corrente ano, traduzindo, em particular, a queda mais acentuada do consumo privado, num contexto de forte deterioração do rendimento disponível das famílias. Por seu turno, as exportações deverão manter um contributo determinante para sustentar a atividade, ainda que se anteveja um significativo abrandamento face ao crescimento robusto observado em 2011, em virtude da deterioração marcada das perspetivas de evolução da procura externa. O ajustamento dos balanços do setor público e dos agentes privados tem vindo a traduzir-se numa redução do desequilíbrio externo, refletida na melhoria expressiva do saldo da balança corrente e de capital em 2011, cuja continuação se projeta para os próximos anos.

Quadro 1

| PROJEÇÕES DO BANCO DE PORTUGAL: 2012-2013 TAXA DE VARIÇÃO ANUAL, EM PORCENTAGEM | | | | | | | |
|---|---------------|-------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | Pesos 2011 | BE Primavera 2012 | | | BE Inverno 2011 | | |
| | | 2011 | 2012 ^(p) | 2013 ^(p) | 2011 ^(p) | 2012 ^(p) | 2013 ^(p) |
| Produto Interno Bruto | 100.0 | -1.6 | -3.4 | 0.0 | -1.6 | -3.1 | 0.3 |
| Consumo privado | 66.3 | -3.9 | -7.3 | -1.9 | -3.6 | -6.0 | -1.8 |
| Consumo público | 20.2 | -3.9 | -1.7 | -1.2 | -3.2 | -2.9 | -1.4 |
| Formação Bruta de Capital Fixo | 18.0 | -11.4 | -12.0 | -1.7 | -11.2 | -12.8 | -1.8 |
| Procura interna | 103.9 | -5.7 | -6.2 | -1.6 | -5.2 | -6.6 | -1.6 |
| Exportações | 35.5 | 7.4 | 2.7 | 4.4 | 7.3 | 4.1 | 5.8 |
| Importações | 39.3 | -5.5 | -5.6 | 0.0 | -4.3 | -6.3 | 0.7 |
| Contributo para o crescimento do PIB (em p.p.) | | | | | | | |
| Exportações líquidas | | 4.6 | 3.1 | 1.6 | 4.1 | 3.9 | 1.9 |
| Procura interna | | -6.2 | -6.5 | -1.7 | -5.6 | -6.7 | -1.5 |
| da qual: Variação de existências | | -0.5 | 0.8 | 0.1 | -0.3 | 0.1 | 0.2 |
| Balança corrente e de capital (% PIB) | | -5.2 | -2.8 | -0.4 | -6.8 | -1.6 | 0.8 |
| Balança de bens e serviços (% PIB) | | -3.2 | -1.0 | 1.0 | -3.7 | 0.3 | 2.4 |
| Índice Harmonizado de Preços no Consumidor | | 3.6 | 3.2 | 0.9 | 3.6 | 3.2 | 1.0 |

Fontes: INE e Banco de Portugal.

Notas: (p) - projetado. Para cada agregado apresenta-se a projeção correspondente ao valor mais provável condicional ao conjunto de hipóteses consideradas, que se baseiam em informação disponível até ao início de março de 2012.

Abrandamento da procura externa em 2012 e manutenção das taxas de juro de curto prazo do mercado monetário em níveis reduzidos

A atual projeção tem subjacente um conjunto de hipóteses relativas ao enquadramento externo da economia portuguesa, à evolução das finanças públicas e às condições de financiamento internas da economia (Quadro 2).

No que diz respeito à evolução do comércio internacional, as atuais hipóteses refletem a informação recentemente divulgada pelo Banco Central Europeu no Boletim Mensal de Março de 2012, e traduzem perspetivas de uma moderação do crescimento da atividade ao nível global em 2012. Em particular, o crescimento nas economias avançadas, incluindo a área do euro, deverá ser condicionado pela persistência de tensões associadas à crise da dívida soberana, bem como pelo impacto das medidas de consolidação orçamental e pelo processo de desalavancagem do setor privado. Neste contexto, antecipa-se um abrandamento temporário da procura externa dirigida à economia portuguesa em 2012. Em 2013 esta deverá apresentar um ritmo de crescimento próximo do registado em 2011. Estas hipóteses implicam uma revisão em baixa do crescimento da procura externa face ao apresentado no anterior Boletim Económico.

As hipóteses para as taxas de câmbio, que pressupõem a sua manutenção nos níveis médios observados nas duas semanas anteriores à data de fecho da informação, implicam uma depreciação nominal do euro em 2012, quer em termos efetivos quer face ao dólar. Estas hipóteses pressupõem um perfil para a taxa de câmbio do euro face ao dólar inalterado face ao Boletim Económico do Inverno¹.

No caso do preço do petróleo em dólares, a informação implícita nos mercados de futuros aponta para um aumento temporário em 2012, já que para 2013 se antecipa um nível próximo do observado em 2011. Este perfil contrasta com a trajetória de redução do preço do petróleo subjacente ao anterior Boletim Económico e está associado à intensificação de tensões de natureza geopolítica.

No que diz respeito às condições de financiamento, a hipótese técnica considerada para a taxa de juro de curto prazo (taxa EURIBOR a 3 meses) implícita nos contratos de futuros pressupõe a estabilidade da mesma ao longo do horizonte de projeção em níveis ligeiramente inferiores a 1 por cento, o que

Quadro 2

HIPÓTESES DO EXERCÍCIO DE PROJEÇÃO

| | | BE Primavera 2012 | | | BE Inverno 2011 | | |
|---------------------------------|-----|-------------------|-------|-------|-----------------|-------|-------|
| | | 2011 | 2012 | 2013 | 2011 | 2012 | 2013 |
| Procura externa | tva | 3.9 | 0.6 | 4.4 | 4.7 | 3.2 | 5.7 |
| Taxa de juro | | | | | | | |
| Curto prazo (EURIBOR a 3 meses) | % | 1.4 | 0.8 | 0.8 | 1.4 | 1.1 | 1.1 |
| Longo prazo ^(a) | % | 4.1 | 2.2 | 2.2 | 4.9 | 3.3 | 3.7 |
| Taxa de câmbio do euro | | | | | | | |
| Efetiva do euro | tva | -0.2 | -3.3 | 0.1 | -0.1 | -1.2 | 0.0 |
| Euro-dólar | vma | 1.39 | 1.33 | 1.33 | 1.39 | 1.33 | 1.33 |
| Preço do petróleo | | | | | | | |
| em dólares | vma | 111.0 | 119.6 | 113.8 | 111.1 | 106.7 | 102.4 |
| em euros | vma | 79.7 | 90.2 | 85.6 | 79.7 | 80.2 | 77.0 |

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. **(a)** O valor médio anual para 2011 corresponde no primeiro trimestre a uma taxa de juro de mercado e nos restantes trimestres deste ano, bem como ao longo do horizonte de projeção, a uma estimativa para a taxa de juro da dívida pública do PAEF.

¹ As hipóteses para a taxa de câmbio nominal efetiva do euro não são diretamente comparáveis com as do Boletim Económico do Inverno, uma vez que esta série foi revista em resultado de uma atualização dos pesos de comércio internacional subjacentes ao seu cálculo. Para mais informações, ver a nota metodológica do BCE sobre esta revisão: http://www.ecb.europa.eu/stats/pdf/exchange/Methodological_note_MoBu_Jan2012.pdf.

traduz uma revisão em baixa face ao Boletim Económico do Inverno. No que diz respeito às condições de financiamento internas, tem vindo a observar-se um aumento da restritividade nas condições de acesso ao financiamento, traduzido, *inter alia*, num alargamento dos diferenciais das taxas de juro do crédito face às taxas de referência do mercado monetário². No exercício de projeção assume-se a continuação da trajetória de aumento destes diferenciais até ao início de 2013, seguindo-se uma redução moderada até ao fim do horizonte de projeção, embora para níveis ainda muito superiores aos observados antes da crise financeira.

As hipóteses para a taxa de juro de longo prazo da dívida soberana consideram, a partir do segundo trimestre de 2011, uma estimativa da taxa média do custo de financiamento externo no âmbito do PAEF, o que implica uma redução do mesmo em 2012 e uma estabilização em 2013³. A atualização dos custos de financiamento internacionais das instituições financiadoras implica uma revisão em baixa destas hipóteses face ao anterior Boletim Económico.

As hipóteses relativas à evolução das finanças públicas têm por base a regra adotada nos exercícios do Eurosistema, de acordo com a qual só são consideradas as medidas já aprovadas pelos parlamentos nacionais ou especificadas em pormenor pelos Governos e com elevada probabilidade de aprovação no âmbito do processo legislativo. Como tal, as atuais projeções incluem, em particular, o conjunto de medidas subjacentes ao Orçamento de Estado para 2012. De acordo com estas hipóteses, o volume de consumo público deverá continuar a contrair-se ao longo do horizonte de projeção, embora a um ritmo mais moderado do que o registado em 2011. A redução no consumo público nominal deverá ser mais significativa, refletindo o comportamento do respetivo deflator, sendo de destacar neste âmbito a suspensão dos subsídios de férias e de Natal para os funcionários públicos em 2012, que assumirá um caráter diferenciado e progressivo.

Contração de 1.6 por cento da atividade económica em 2011

O PIB apresentou uma redução de 1.6 por cento em 2011, em resultado de uma contração de todas as componentes da procura interna. Em particular, é de destacar a evolução do consumo privado e da Formação Bruta de Capital Fixo (FBCF), que acentuaram a sua tendência de contração em termos homólogos ao longo do ano. O impacto da evolução da procura interna no PIB foi parcialmente compensado pela manutenção de um crescimento robusto das exportações de bens e serviços. Em comparação com o projetado no anterior Boletim Económico, o crescimento do PIB em 2011 permaneceu inalterado, embora se tenha observado uma revisão em baixa de todas as componentes da procura interna, compensada por uma revisão no mesmo sentido das importações de bens e serviços. Estas revisões traduzem em larga medida uma evolução mais desfavorável do que a projetada para a procura interna no quarto trimestre de 2011. Neste contexto, é também de destacar a deterioração das condições no mercado de trabalho registada em 2011, em particular no quarto trimestre, que se traduziu numa redução do emprego idêntica à registada no ano anterior e num aumento muito significativo da taxa de desemprego.

No que se refere às condições de financiamento das empresas, a evidência disponível sugere que não tenham ocorrido em termos agregados restrições quantitativas abruptas do lado da oferta. Existem, no entanto, grandes diferenças entre empresas e entre setores. De facto, num quadro de forte contração da procura interna, o risco de crédito tendeu a exacerbar-se em empresas de alguns setores de bens não transacionáveis e também nas empresas de menor dimensão. Por outro lado, em contraste com a situação do soberano e dos bancos, um conjunto de empresas com melhor posição financeira e com ligações ao

² Para mais informações, ver Inquérito aos Bancos sobre o Mercado de Crédito – Resultados para Portugal: Janeiro 2012.

³ Para mais informações sobre o PAEF, ver <http://www.bportugal.pt/pt-PT/OBancoeoEurosistema/ProgramaApoioEconomicoFinanceiro/Paginas/default.aspx>.

exterior conseguiu reforçar o recurso a financiamento externo no final do ano. No conjunto do ano de 2011, o financiamento total por parte de não residentes às empresas privadas ascendeu a cerca de 4300 milhões de euros. Esta evolução explica que o crédito total⁴ às empresas privadas tenha aumentado 0.4 por cento no final de 2011 enquanto os empréstimos internos bancários⁵ caíram 2.4 por cento.

É crucial que o sistema bancário continue a apoiar as empresas mais dinâmicas e produtivas a superarem eventuais problemas de liquidez temporários e/ou re-estruturarem as suas operações, contribuindo assim para a necessária re-estruturação da economia portuguesa.

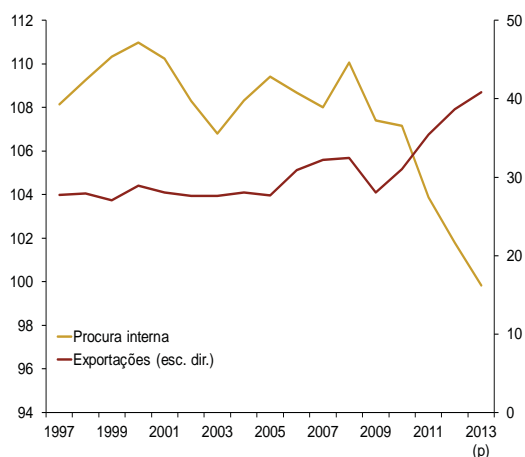
Redução significativa do PIB em 2012 e estagnação em 2013

As atuais projeções apontam para uma contração significativa da atividade económica em 2012 (3.4 por cento, face a 1.6 por cento em 2011), seguida de uma estagnação em 2013. A evolução projetada reflete a continuação de uma queda muito acentuada da procura interna (cerca de 14 por cento em termos acumulados no período 2011-2013). As exportações deverão continuar a ter um papel determinante na mitigação do impacto da contração da procura interna, embora registando um abrandamento em 2012-2013, num quadro de moderação da atividade económica mundial. Este enquadramento implica uma recomposição da despesa, caracterizada por uma redução significativa do peso da procura interna no PIB, a par de um aumento do peso das exportações (Gráfico 1).

Em particular, após uma contração de 3.9 por cento em 2011, o consumo privado deverá reduzir-se 7.3 por cento em 2012 e 1.9 por cento em 2013. Este perfil reflete em larga medida a evolução projetada para o rendimento disponível, num contexto em que a maior restritividade das condições de financiamento limita a capacidade de muitos consumidores atenuarem flutuações nos níveis de consumo. O rendimento disponível deverá ser condicionado de forma significativa ao longo do horizonte de projeção pelo impacto das medidas de consolidação orçamental, bem como por uma redução dos rendimentos do trabalho, num contexto de deterioração acentuada das condições no mercado de trabalho. As atuais projeções

Gráfico 1

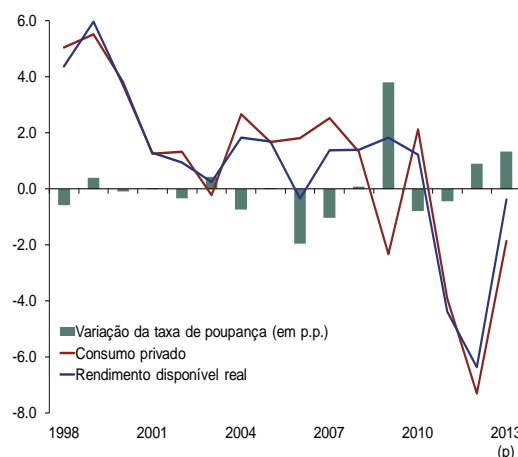
PESO DA PROCURA INTERNA E EXPORTAÇÕES NO PIB | EM PORCENTAGEM DO PIB NOMINAL



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

Gráfico 2

CONSUMO, RENDIMENTO DISPONÍVEL E TAXA DE POUPANÇA | TAXA DE VARIAÇÃO MÉDIA ANUAL



Fontes: INE e Banco de Portugal.
Notas: (p) – projetado. A taxa de poupança é expressa em percentagem do rendimento disponível.

4 Incluindo crédito interno e externo sob a forma de empréstimos, títulos de dívida e crédito comercial.
5 Ajustado do efeito das vendas de crédito pelos maiores bancos portugueses, bem como de outras operações sem impacto no efetivo financiamento das empresas.

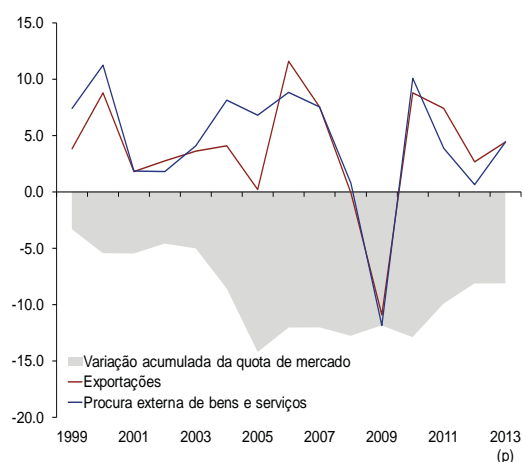
apontam para um aumento da taxa de poupança ao longo do horizonte de projeção (Gráfico 2). Com efeito, para além da manutenção de elevados níveis de poupança forçada associada às amortizações de crédito, as perspetivas de redução do rendimento permanente deverão levar a uma reavaliação das decisões de consumo por parte dos consumidores que não enfrentam restrições de liquidez, incentivando um aumento da poupança por motivos de precaução.

A FBCF deverá apresentar em 2012 uma redução ligeiramente superior à registada no ano anterior (12 por cento, face a 11.4 por cento em 2011), refletindo o perfil projetado para a componente empresarial, que deverá traduzir uma continuação da deterioração das perspetivas de procura por parte das empresas. Ao longo de 2013, a FBCF empresarial deverá apresentar uma trajetória de recuperação, beneficiando da aceleração projetada para a procura externa. No entanto, o total da FBCF deverá ainda apresentar uma redução em termos médios anuais em 2013 (1.7 por cento). Adicionalmente, a FBCF em habitação deverá refletir ao longo do horizonte de projeção a evolução projetada para o rendimento disponível, bem como para as condições de financiamento. No quadro do processo de consolidação orçamental, a FBCF pública deverá apresentar reduções muito significativas em 2012-2013, à semelhança do observado em 2011. A variação de existências deverá apresentar um contributo para o crescimento do PIB de 0.8 pontos percentuais (p.p.) em 2012, na medida em que se considera que a desacumulação de existências muito significativa observada em 2011, em particular no quarto trimestre, assumiu um caráter temporário. Em 2013, o contributo desta componente para o crescimento do PIB deverá ser virtualmente nulo.

Após um crescimento de 7.4 por cento em 2011, as exportações deverão apresentar um abrandamento para 2.7 por cento em 2012 e uma aceleração para 4.4 por cento em 2013. Esta evolução, que é comum às componentes de bens e de serviços, tem implícita uma subida da quota de mercado em 2012. (Gráfico 3). O comportamento das exportações reflete um redirecionamento dos produtores de bens transacionáveis para o mercado externo, uma maior diversificação geográfica, traduzida num aumento do peso dos mercados extracomunitários, cuja dinâmica deverá prosseguir ao longo do horizonte de projeção, e uma melhoria dos custos relativos. Tal como referido anteriormente, as hipóteses consideradas para a procura externa implicam uma revisão em baixa face às do anterior Boletim Económico, uma tendência que se tem vindo a verificar desde o outono de 2011 (Gráfico 4). A sucessiva deterioração das perspetivas para o crescimento económico mundial reflete *inter alia* as tensões associadas à crise da dívida soberana na área do euro, a par da manutenção de elevada incerteza quanto aos mecanismos da sua resolução,

Gráfico 3

EXPORTAÇÕES, PROCURA EXTERNA E QUOTA DE MERCADO | TAXA DE VARIAÇÃO ANUAL

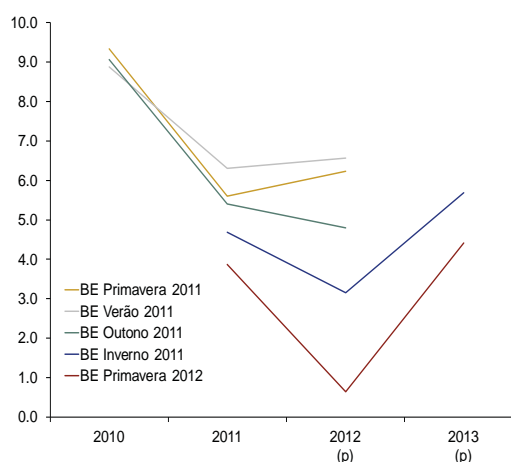


Fontes: BCE, INE e Banco de Portugal.

Nota: (p) – projetado.

Gráfico 4

EVOLUÇÃO DA PROCURA EXTERNA | TAXA DE VARIAÇÃO ANUAL



Fontes: BCE, FMI e cálculos do Banco de Portugal.

Nota: (p) – projetado.

num quadro de uma interação cada vez mais imediata entre o sistema financeiro e a economia real. Este contexto de elevada volatilidade implica que embora se assuma que a desaceleração da procura externa seja de natureza temporária, a sua evolução poderá influenciar de forma determinante a trajetória de recuperação da economia portuguesa, uma vez que as perspetivas de procura no mercado doméstico se encontram muito condicionadas pela necessidade de ajustamento continuado dos desequilíbrios macroeconómicos.

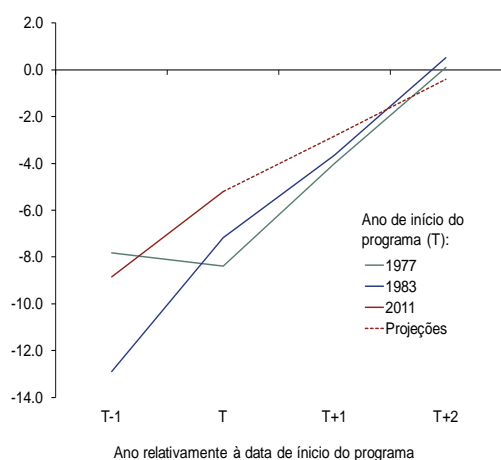
As importações deverão reduzir-se 5.6 por cento em 2012, uma contração de magnitude idêntica à observada em 2011. Para 2013, assume-se uma estabilização desta componente, o que traduz a dinâmica de recuperação de algumas componentes da despesa com conteúdo importado relativamente elevado, como as exportações e a FBCF empresarial. Esta evolução implica uma redução do conteúdo importado da procura final em 2011-2013, a exemplo do observado em anteriores episódios recessivos.

Em relação ao anterior Boletim Económico, as atuais projeções implicam uma revisão em baixa do crescimento do PIB de 0.3 p.p. em 2012 e 2013, refletindo em parte a revisão das exportações motivada por hipóteses menos favoráveis para a evolução da procura externa, bem como o impacto sobre as perspetivas de rendimento, e consequentemente sobre o consumo privado, da deterioração mais acentuada das condições no mercado de trabalho, em particular em 2012.

As necessidades de financiamento da economia portuguesa deverão apresentar uma redução substancial ao longo do horizonte de projeção, de -5.2 por cento do PIB em 2011 para -0.4 por cento do PIB em 2013. Esta trajetória de ajustamento é próxima da observada no contexto dos acordos de estabilização económica realizados com o Fundo Monetário Internacional (FMI) nos anos 70 e 80 (Gráfico 5). Subjacente a esta evolução está uma melhoria significativa do saldo da balança comercial, que deverá aumentar de -3.2 por cento do PIB em 2011 para -1.0 por cento do PIB em 2012 e 1.0 por cento do PIB em 2013 (Gráfico 6). Esta melhoria resulta em larga medida de um efeito volume, que compensa uma perda de termos de troca em 2012, motivada em parte pela componente energética. Para 2013, projeta-se um ligeiro ganho de termos de troca. O défice da balança de rendimentos em percentagem do PIB deverá apresentar uma redução moderada ao longo do horizonte de projeção, traduzindo as hipóteses mais favoráveis assumidas para as taxas de juro.

Gráfico 5

EVOLUÇÃO DAS NECESSIDADES DE FINANCIAMENTO EXTERNO DURANTE OS PROGRAMAS DE ASSISTÊNCIA EXTERNA | EM PERCENTAGEM DO PIB

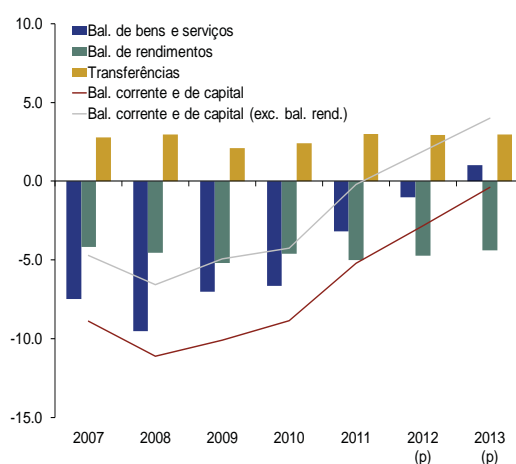


Fontes: INE e Banco de Portugal.

Nota: No caso dos programas de 1977 e 1983, os dados referem-se à Balança de Transações Correntes.

Gráfico 6

EVOLUÇÃO DAS NECESSIDADES DE FINANCIAMENTO EXTERNO | EM PERCENTAGEM DO PIB



Fontes: INE e Banco de Portugal.

Nota: (p) – projetado.

No que diz respeito ao mercado de trabalho, projeta-se uma redução do emprego de 3.6 por cento em 2012 e 0.7 por cento em 2013 (face a uma queda de 1.5 por cento em 2011). A contração significativa do emprego antecipada para 2012 deverá ser mais acentuada no setor privado, refletindo as projeções para a atividade económica, bem como efeitos desfasados resultantes da evolução muito desfavorável registada no quarto trimestre de 2011. O emprego no setor público deverá manter um ritmo de redução relativamente constante ao longo do horizonte de projeção, apresentando uma queda mais acentuada do que a do setor privado em 2013.

No atual contexto, assumem particular relevância as reformas estruturais com o objetivo de potenciar o crescimento da economia portuguesa, cuja implementação se encontra prevista no PAEF. Entre estas encontram-se medidas com o objetivo de favorecer a competitividade, nomeadamente através da promoção da concorrência em alguns setores até agora protegidos e da alteração do quadro institucional do mercado de trabalho, caracterizado por uma marcada segmentação (ver “Tema de Discussão Segmentação”, deste Boletim). Adicionalmente, o Programa contempla também reformas que visam dinamizar o enquadramento institucional da economia, destacando-se a reforma do sistema judicial. Estas medidas afiguram-se essenciais para potenciar os benefícios para a economia portuguesa decorrentes da correção dos desequilíbrios macroeconómicos atualmente em curso.

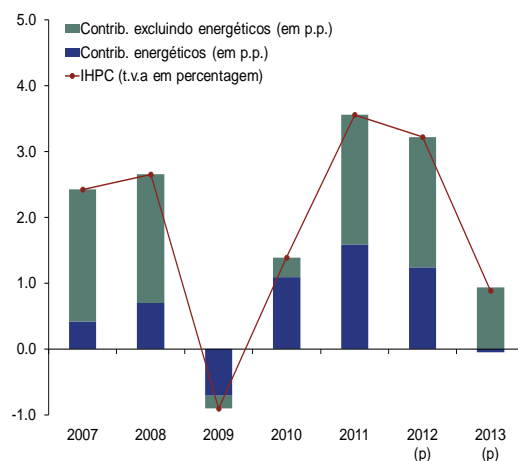
Manutenção da inflação num valor próximo de 3 por cento em 2012 e redução para cerca de 1 por cento em 2013 com dissipação de fatores de natureza fiscal

A inflação, medida pelo Índice Harmonizado de Preços no Consumidor (IHPC), deverá permanecer relativamente estável em 2012 (taxa de variação média anual de 3.2 por cento, o que compara com 3.6 por cento em 2011), reduzindo-se para 0.9 por cento em 2013. Esta projeção reflete uma desaceleração da componente energética do IHPC em 2012 (de 12.8 por cento para 9.3 por cento) e uma redução de 0.2 por cento em 2013, que traduz em larga medida as hipóteses assumidas para o preço do petróleo em euros, enquanto a componente não energética deverá manter-se estável em 2012 (em 2.3 por cento), seguindo-se um abrandamento significativo para 1.1 por cento em 2013 (Gráfico 7).

A estabilização da taxa de inflação no período 2011-2012 em valores relativamente elevados face à evolução dos seus fatores explicativos habituais é, em larga medida, o reflexo do crescimento dos preços associado a decisões administrativas e dos aumentos da tributação indireta. Num contexto de deterio-

Gráfico 7

INFLAÇÃO | CONTRIBUTO PARA A TAXA DE VARIAÇÃO ANUAL DO IHPC



Fontes: Eurostat e Banco de Portugal.

Nota: (p) – projetado.

ração da situação no mercado de trabalho, não é expectável que estes aumentos se transmitam aos salários. O crescimento dos preços administrados deve situar-se em 5.5 por cento em 2012, enquanto o contributo da tributação indireta para a inflação em 2012 deverá ser próximo de 2 p.p., refletindo em larga medida as alterações das tabelas do IVA implementadas em outubro de 2011 (no caso do gás natural e eletricidade) e em janeiro deste ano. Em 2013, refletindo a dissipação destes efeitos, o contributo da tributação indireta para a inflação deverá ser aproximadamente nulo e o crescimento dos preços administrados deverá ser inferior a 2 por cento, pelo que o comportamento dos preços no consumidor deverá ser mais alinhado com a evolução macroeconómica.

A atual projeção contempla uma redução dos custos unitários do trabalho no setor privado em 2012 e 2013, num contexto em que a evolução dos salários deverá ser fortemente condicionada pelo agravamento da situação no mercado de trabalho. Adicionalmente, o crescimento dos salários em 2012 será afetado pelo impacto da suspensão dos subsídios de férias e de Natal no setor público, bem como pela redução de 50 por cento nas retribuições por trabalho suplementar que deverá entrar em vigor neste ano. No que diz respeito aos preços de importação de bens não energéticos, projeta-se uma desaceleração ao longo do horizonte de projeção, de 5.2 por cento em 2011 para 3.4 e 1.4 por cento, respetivamente, em 2012 e 2013.

Face ao Boletim Económico do Inverno, as projeções para a taxa de inflação permaneceram virtualmente inalteradas.

Riscos de evolução mais desfavorável da atividade económica e equilibrados para a inflação

Os riscos inerentes às atuais projeções apontam, predominantemente, para a possibilidade de uma evolução mais desfavorável da atividade económica relativamente ao projetado no cenário central. Estes riscos resultam, em grande medida, de fatores de natureza externa, dado que persiste uma elevada incerteza quanto à resolução da crise da dívida soberana na área do euro. Com efeito, e não obstante o impacto favorável das medidas não convencionais de política monetária adotadas pelo Eurosistema no final de 2011 e início de 2012, persistem riscos de aprofundamento dos mecanismos de interação negativa, quer entre o sistema financeiro e a economia real, quer entre a área do euro e a economia global, em particular no contexto dos processos de consolidação orçamental atualmente em curso em várias economias. Neste contexto, a desaceleração da procura externa considerada na atual projeção poderá vir a assumir um carácter mais expressivo ou persistente, com impacto negativo nas exportações portuguesas. No plano interno, uma deterioração do cenário macroeconómico poderá conduzir à necessidade de adoção de medidas adicionais que garantam o cumprimento do objetivo orçamental. Os riscos associados às projeções para a inflação são equilibrados. Por um lado, a materialização dos riscos relativos às projeções para a atividade económica tenderia a traduzir-se num menor crescimento dos preços. Por outro lado, a possibilidade de aumento de impostos indiretos e preços administrados decorrente da eventual necessidade de medidas adicionais de consolidação orçamental traduzir-se-ia num aumento das pressões inflacionistas. Adicionalmente, a possibilidade de perturbações na oferta de petróleo no atual contexto geopolítico tem vindo a determinar uma incerteza acrescida quanto à evolução do preço desta matéria-prima.

Conclusão

Durante mais de uma década, no contexto de condições financeiras extremamente benignas, a economia portuguesa acumulou importantes desequilíbrios, fruto de políticas económicas e de um comportamento dos agentes profundamente desadequado às exigências do novo regime que resultou da integração de Portugal na área do euro. Esta situação traduziu-se em níveis de endividamento insustentáveis por parte do setor público, das empresas e das famílias e em desequilíbrios importantes na estrutura de financiamento do setor bancário, colocando a economia portuguesa numa situação de grande vulnerabilidade

para fazer face às condições financeiras crescentemente adversas observadas desde 2007-2008. A situação de vulnerabilidade foi agravada pela política orçamental de carácter expansionista, num quadro de custos de financiamento crescentes e de aumento significativo da discriminação do risco de crédito nos mercados financeiros, em particular para devedores da área do euro, o que tornou inevitável o pedido de assistência financeira internacional por parte do Estado português em abril de 2011.

A avaliação da execução do PAEF pela União Europeia e pelo FMI revela que o programa tem sido globalmente cumprido: o défice das administrações públicas situou-se em cerca de 4 por cento do PIB, abaixo do limite máximo previsto no PAEF (5.9 por cento do PIB), ainda que beneficiando de medidas de carácter extraordinário de montante significativo (4 por cento do PIB); o setor bancário prosseguiu o processo de desalavancagem e o reforço da solvabilidade; no plano estrutural, foi dado início a um conjunto de alterações do quadro regulamentar cobrindo áreas tão diversas como o setor financeiro, justiça, política de concorrência e mercado de trabalho.

Estes resultados não devem induzir uma menor atenção quanto aos desafios futuros. A correção dos desequilíbrios macroeconómicos da economia portuguesa implica um ajustamento prolongado dos níveis de despesa dos setores público e privado e do grau de alavancagem do setor bancário. No entanto, o processo de desalavancagem deverá assumir um carácter ordenado e gradual, sem comprometer o financiamento dos setores mais competitivos da economia, exigindo assim um acompanhamento constante por parte das autoridades, tal como previsto no PAEF. A forma como sejam alcançados estes objetivos, que são incontornáveis, vai condicionar a trajetória da atividade económica e do emprego nos próximos anos. Um ajustamento bem-sucedido da economia portuguesa requer uma melhoria substancial da qualidade dos fatores que determinam o crescimento potencial e, em particular, da qualidade do enquadramento institucional. A concretização rigorosa das medidas de transformação estrutural previstas no PAEF, não apenas no plano legislativo mas sobretudo no plano da sua aplicação concreta, é, assim, essencial para que a economia portuguesa possa alcançar uma trajetória sustentável de crescimento.



CONCORRÊNCIA NA ECONOMIA PORTUGUESA:
UMA VISÃO SOBRE OS SETORES TRANSACIONÁVEL
E NÃO-TRANSACIONÁVEL

INSTITUIÇÕES ORÇAMENTAIS E VOLATILIDADE
DA DESPESA PÚBLICA NA EUROPA

O CUSTO DE BEM ESTAR DA INFLAÇÃO COM
TRIBUTAÇÃO DISTORCIONÁRIA

REVISITANDO A EFICÁCIA DAS POLÍTICAS MONETÁRIA
E ORÇAMENTAL NOS ESTADOS UNIDOS, MEDIDA
COM BASE EM MODELOS VAR ESTRUTURAIS

CONCORRÊNCIA NA ECONOMIA PORTUGUESA: UMA VISÃO SOBRE OS SETORES TRANSACIONÁVEL E NÃO-TRANSACIONÁVEL*

João Amador** | Ana Cristina Soares**



RESUMO

Este artigo analisa indicadores de concorrência para a economia portuguesa no período 2000-2009, focando nas diferenças entre os setores transacionável e não-transacionável. O artigo calcula o índice de Herfindahl-Hirschman e a margem preço-custo, *i.e.*, indicadores clássicos de concentração e rentabilidade, para um grande conjunto de mercados. A análise desenvolvida é distinta da realizada pelas autoridades de concorrência, visando estabelecer um cenário global para a evolução da concorrência. O artigo conclui que, embora não haja aparentemente problemas generalizados, existe bastante espaço para melhorias no ambiente de concorrência em vários mercados, especialmente no setor não-transacionável.

1. Introdução

A existência de mercados competitivos é um ingrediente fundamental para o crescimento económico de médio e longo prazo e a intervenção das autoridades é por vezes necessária para corrigir distorções relacionadas com a concorrência. Diversos aspetos são considerados importantes para assegurar um ambiente competitivo nos mercados. Em primeiro lugar, a livre entrada e saída de empresas e a existência de baixos custos administrativos tendem a gerar maior concorrência nos mercados, levando a maior produtividade e investimento. A livre entrada implica um aumento na eficiência dado que os preços tendem a ser conduzidos para perto dos custos marginais, implicando uma afetação eficiente dos recursos na economia, *i.e.*, *eficiência estática*. Neste contexto, as empresas tendem a tornar-se mais eficientes, cortando no desperdício e na duplicação, o que se traduz em maior eficiência produtiva. As empresas que falham na adoção de tais ajustamentos são pressionadas para sair do mercado, libertando quota para as mais eficientes. Em segundo lugar, um ambiente competitivo nos mercados promove a inovação dirigida à redução de custos de produção e à criação de novos produtos. Na perspetiva Schumpeteriana, a substituição de tecnologias e produtos antigos por novos, relaciona-se com o conceito de *eficiência dinâmica*, que é determinante para o crescimento da produtividade total dos fatores. Os efeitos de uma maior concorrência sobre o investimento baseiam-se na necessidade das empresas em aumentar a produtividade e as quotas de mercado, tal como discutido no trabalho empírico de Alesina *et al.* (2005).

Este tópico é particularmente relevante, dado o baixo crescimento do PIB potencial e os fortes desequilíbrios macroeconómicos que existem presentemente na economia portuguesa. Na verdade, tem sido sugerido que uma das causas para o atual contexto macroeconómico foi a progressiva reafetação de

* Os autores agradecem os comentários de Nuno Alves, António Antunes, Mário Centeno, Jorge Correia da Cunha, Ana Cristina Leal e José António Machado. Os autores agradecem também a Lucena Vieira pelo esclarecimento de questões relacionadas com a base de dados. As opiniões expressas neste 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.

recursos do setor transacionável para o não-transacionável nos anos que precederam e sucederam a adesão à união monetária em 1999. Esta reafetação de recursos pode estar relacionada com questões de concorrência, traduzidas pela evolução da concentração nos mercados e das margens de lucro. Assim, o objetivo deste artigo é fornecer evidência empírica sobre a evolução da concorrência nos diversos setores da economia portuguesa, focando na distinção entre setor transacionável e não-transacionável. Embora esta abordagem seja muito diferente das investigações detalhadas levadas a cabo pelas autoridades de concorrência, pode obter-se uma perspetiva geral da concorrência para os diferentes setores num período de tempo relativamente longo (2000-2009).

Os estudos sobre poder de mercado baseados em agregados setoriais ou em dados de empresa existem para diversos países e podem ser organizados em duas linhas distintas. A primeira linha de investigação baseia-se em regressões, partindo de equações de contabilidade do crescimento e assumindo empresas maximizadoras do lucro em concorrência imperfeita (Hall (1988) e Roeger (1995)). Alguns trabalhos empíricos baseados em dados setoriais agregados são Martins e Scarpetta (1999), Christopoulou e Vermeulen (2008) e Badinger (2007). Exemplos utilizando dados ao nível da empresa são Altomonte *et al.* (2010), Kiyota *et al.* (2009) e Estrada (2009). A segunda linha de investigação consiste no cálculo de margens preço-custo a partir de dados de empresa ou contas nacionais. Exemplos de estudos com dados ao nível da empresa são Altomonte *et al.* (2010) para 8 países da UE, Braila *et al.* (2010) para a Bélgica, Maliranta *et al.* (2007) para a Finlândia e Creusen *et al.* (2006) para a Holanda, os quais incluíam também diferentes indicadores de concorrência. Este artigo contribui para esta última linha de investigação, a qual leva em em conta a heterogeneidade ao nível da empresa, que não é considerada nos estudos baseados em regressões.

Não existem praticamente estudos sobre a concorrência setorial na economia portuguesa. Uma exceção é Molnar and Bottini (2010), que utilizou informação ao nível da empresa da base de dados Amadeus e estimou margens preço-custo para setores dos serviços de 1993 a 2006. Os autores concluíram que Portugal, em conjunto com países da Europa central membros da OCDE, Itália e Suécia, apresenta elevadas margens preço-custo em mercados de serviços, comparativamente a um largo conjunto de países europeus.

O artigo está organizado da seguinte forma. Na secção seguinte são brevemente revistos dois indicadores clássicos de concorrência – o índice de Herfindahl-Hirschman e a margem preço-custo. A secção 3 apresenta as bases de dados e a classificação de mercados transacionáveis e não-transacionáveis. A secção 4 apresenta os resultados na perspetiva dos mercados individuais e a secção 5 reporta os agregados setoriais e para o total da economia. Finalmente, a secção 6 apresenta algumas conclusões¹.

2. Medidas clássicas de concorrência

2.1. Índice de Herfindahl-Hirschman

O índice atribuído a Herfindahl (1950) e Hirschman (1945) (IHH) é um dos indicadores mais populares na literatura empírica de concorrência. Este índice avalia adequadamente a concorrência quando a concentração resulta de uma distribuição desigual das quotas de mercado ou de um reduzido número de empresas no mercado. O IHH relaciona-se com a concorrência na medida em que uma maior concentração no mercado está associada a maior probabilidade de conluio e a maior capacidade para praticar preços acima dos custos marginais, ou seja, a um menor nível de concorrência. Embora apresente algumas limitações metodológicas, a indicação sobre probabilidade de conluio torna o IHH um instrumento clássico nas análises preliminares realizadas pelas autoridades de regulação.

¹ Resultados adicionais e mais pormenores sobre este tema podem ser encontrados em "Competition in the Portuguese economy: An overview of classical indicators", Banco de Portugal, *Working Paper* nº 8 /2012.

O IHH na indústria j é definido como:

$$IHH_j \equiv \sum_{i=1}^N s_i^2$$

Onde N é o número total de empresas na indústria/mercado j e s_i representa a quota de mercado da empresa i . O IHH varia entre valores próximos de 0, em concorrência perfeita e 1 em monopólio². Quando existem n empresas iguais o IHH corresponde a $\frac{1}{n}$. A literatura empírica define normalmente $IHH < 0.1$ como o limiar para baixos níveis de concentração, $0.18 \geq IHH \geq 0.1$ para mercados moderadamente concentrados e $IHH > 0.18$ para mercados fortemente concentrados (veja-se, por exemplo, Scheffman *et al.* (2002)). Adicionalmente, as autoridades aceitam ou bloqueiam fusões e aquisições dependendo do nível e da magnitude da variação no IHH³.

O IHH apresenta alguns problemas conceptuais e de implementação empírica. Em primeiro lugar, não identifica correctamente os efeitos de reafetação e de seleção que podem resultar de maior concorrência associada a maior agressividade dos incumbentes. Neste caso, as quotas de mercado das empresas mais eficientes aumentam à custa das menos eficientes, levando a um efeito de reafetação. Adicionalmente, as empresas menos eficientes podem ser forçadas a sair do mercado, levando a um efeito de seleção. Neste último caso, aumentos no IHH transmitem o sinal incorreto em termos de concorrência. A incapacidade para capturar adequadamente os efeitos de reafetação e seleção é extensiva a todas as medidas baseadas em quotas de mercado. Em segundo lugar, o cálculo correto do índice requer informação sobre todas as empresas que operam no mercado. Tal é limitativo quando as bases de dados representam apenas uma amostra de empresas, especialmente se as entradas e saídas observadas resultarem apenas de alterações na cobertura da base de dados. Em terceiro lugar, a informação sobre as vendas das empresas inclui exportações, afetando por isso a avaliação sobre a concentração no mercado interno. Além disso, as importações são também relevantes para avaliar a concorrência no mercado interno, induzindo assim um potencial enviesamento adicional. É de referir que o enviesamento tenderá a ser superior em mercados muito expostos ao comércio internacional. Este aspecto é particularmente importante no setor transacionável, limitando a interpretação dos resultados. Finalmente, o nível do IHH depende fortemente da definição de mercado.

2.2. Margem preço-custo

Numa perspetiva teórica, a concorrência está intimamente associada a poder de mercado. Quanto maior for este último menor será o nível de concorrência. O poder de mercado consiste na capacidade de fixar preços acima dos custos marginais. A medida clássica de poder de mercado é o índice de Lerner (1934), também referido como rácio de *mark-up*. Para uma empresa que maximiza o lucro, este rácio é definido como a diferença entre o preço e o custo marginal, dividido pelo preço. A condição de primeira ordem do problema de maximização do lucro da empresa é:

$$P(Q) + \frac{dP}{dQ}(1 + v)q_i = CM(q_i)$$

onde q_i é a produção da empresa i , CM é o custo marginal, Q e P representam a produção total e

² Alternativamente, a escala do índice é multiplicada por 10000 se as quotas de mercado s_i forem fixadas no intervalo [0,100].

³ Por exemplo, as orientações adotadas nos EUA em 1982 definem níveis críticos de IHH para concentração: 0.1 com uma variação de 0.01 e 0.18 com uma variação de 0.005.

preço, respetivamente, e $(1 + v)$ é a variação conjetural comum⁴. O índice de Lerner para a empresa i é:

$$L_i \equiv \frac{P_i - CM_i}{P_i} = \frac{s_i(1 + v)}{\varepsilon}$$

onde $\varepsilon \equiv -\frac{dQ}{Q} / \frac{dP}{P}$ é a elasticidade da procura e s_i é a quota de mercado da empresa i .

O índice de Lerner é igual a 0 no caso polar de concorrência perfeita, aumenta com o poder de mercado e é menor do que 1 em monopólio. A informação detalhada sobre os preços geralmente não está disponível e os custos marginais não são observados, por isso a margem preço-custo (MPC) é utilizada como uma aproximação ao índice de Lerner. A MPC para a empresa i é definida como:

$$MPC_i = \frac{\text{Vendas}_i - \text{Custos variáveis}_i}{\text{Vendas}_i}$$

A variável vendas compreende a receita gerada pela transação de bens e serviços e os custos variáveis consistem nos custos de materiais e serviços adquiridos pela empresa (e.g., subcontratos, eletricidade e combustíveis) e nos custos com o trabalho. Mais especificamente, os custos com o trabalho incluem salários, outras compensações e contribuições para a segurança social. O capital é considerado como um *input* fixo, pelo que os seus custos devem ser excluídos da definição de custos variáveis⁵. Deste modo, as rendas devem ser excluídas dos custos variáveis, porém tal não ocorreu neste artigo. O motivo deve-se à baixa taxa de resposta das empresas relativamente a esta variável, pelo que a sua exclusão poderia induzir outro tipo de enviesamento nos resultados.

Existem várias fontes de enviesamento que limitam a MPC como medida de poder de mercado das empresas. Em primeiro lugar, dado que os custos marginais não são observados, os custos médios são utilizados como aproximação. Se existirem rendimentos constantes à escala as duas medidas coincidem mas na presença de rendimentos decrescentes (crescentes) à escala existe um enviesamento para cima (baixo) no nível da MPC. Em segundo lugar, a MPC reflete também a qualidade do produto e níveis de eficiência. Na verdade, empresas mais eficientes ou aquelas que produzem produtos de maior qualidade apresentam maior MPC, embora não necessariamente maior poder de mercado. Em terceiro lugar, a MPC não é uma mediada monótona da concorrência de mercado. A razão para a falta de robustez teórica é a sua incapacidade em capturar os efeitos de reafetação e seleção referidos anteriormente. Estes efeitos ocorrem se os incumbentes eficientes adotarem estratégias de preço mais agressivas. Neste caso, a MPC do mercado pode aumentar em resultado de uma transferência de quota de mercado para tais empresas, sugerindo uma redução na concorrência quando na verdade ocorreu o contrário. Finalmente, a evolução da MPC também reflete o ciclo económico. Em períodos de expansão as empresas têm margem para aumentar a MPC e o inverso tende a acontecer nas recessões, *i.e.*, o indicador tem sido identificado como ligeiramente pro-cíclico em alguns estudos empíricos.

O cálculo da MPC por mercado envolve dois passos. O primeiro consiste na definição dos mercados, *i.e.*, a seleção implícita das empresas que aí operam. A abordagem convencional na literatura é a utilização de uma nomenclatura setorial, tal como a CAE, como critério de segmentação dos mercados. A hipótese subjacente é a de que as empresas vendem um produto e competem num único mercado. Assim, as empresas multi-produto são uma fonte de enviesamento, especialmente se os produtos não forem substitutos próximos. É de notar que a utilização de um critério de segmentação diferente poderia gerar

4 A variação conjetural define como uma empresa antecipa a resposta de um concorrente a alterações na sua produção. Dependendo dos valores de v , surgem as condições de primeira ordem para as diferentes estruturas de mercado. Quando é considerado o modelo de quantidades de Cournot $v = 0$, *i.e.*, cada empresa acredita que a escolha da outra é independente da sua decisão; quando o modelo de concorrência perfeita é considerado $v = -1$, implicando a igualdade entre o preço e o custo marginal; quando v iguala o declive da curva de reação da outra empresa, emerge o modelo de Stackelberg, *i.e.*, a primeira empresa escolhe a sua produção em função do que conjectura ser a resposta da outra empresa. Finalmente, na situação de monopólio a variação conjetural não existe dado que a totalidade da produção está associada a uma empresa.

5 Definições alternativas são apresentadas na literatura. Alguns autores incluem impostos e subsídios, enquanto outros argumentam que as despesas de I&D e a depreciação de ativos intangíveis relacionam-se com a eficiência, pelo que deveriam ser incluídas nos custos variáveis.

resultados distintos. O segundo passo é a agregação das MPC das empresas. Assumindo que todas as empresas têm o mesmo peso, a MPC do mercado corresponde à média simples dos resultados ao nível da empresa. No entanto, tal pode levar a um cenário distorcido para a MPC do mercado porque existe elevada heterogeneidade entre empresas. Alternativamente, os pesos podem ser atribuídos de acordo com a quota de mercado das empresas, o que é a abordagem habitual na literatura. Deste modo, a distribuição relevante torna-se $s_i MPC_i$. Os pesos podem ser variáveis ao longo do tempo ou fixos num período específico. A primeira opção implica uma evolução do indicador que resulta tanto de alterações na MPC das empresas como da estrutura dos mercados.

3. Base de dados e classificação dos mercados

3.1. Descrição da base de dados

A informação utilizada neste artigo baseia-se nas contas anuais das empresas divulgadas no âmbito da *Informação Empresarial Simplificada* (IES). A informação da IES existe desde 2006 e cobre praticamente o universo das empresas do setor não financeiro em Portugal. Embora a IES tenha início em 2006, ocorreu um reporte com informação de 2005 que foi tido em conta na análise. O último ano disponível para este estudo foi 2009, compreendendo cerca de 350.000 empresas. A cobertura quase universal da IES decorre do facto de ser o sistema através do qual as empresas reportam informação obrigatória para a administração fiscal e para as autoridades estatísticas. Na IES, as empresas fornecem informação detalhada sobre o balanço e demonstração de resultados, bem como variáveis adicionais tais como o número de trabalhadores e o valor das exportações. Antes de 2006, a informação sobre contas anuais de empresas portuguesas era recolhida no âmbito de um inquérito voluntário designado por “Central de Balanços” (CB)⁶. Este inquérito que apresentava uma menor cobertura em termos de número de empresas e valor acrescentado bruto (VAB), contendo também um enviesamento para as empresas grandes. Os dados relativos ao período de 2000-2004 foram obtidos através deste inquérito.

Neste artigo apenas um subconjunto da informação foi utilizado. Em primeiro lugar, atividades fortemente relacionadas com o setor público, tais como a educação e a saúde, não foram incluídas. Adicionalmente, a agricultura, caça e silvicultura e também as indústrias extrativas não foram consideradas, dado o seu reduzido peso no VAB total da economia. Em segundo lugar, os mercados que não apresentam pelo menos uma empresa em todos os anos foram eliminados. Cada mercado é definido de acordo com a nomenclatura CAE 2.1 a 3 dígitos, dando origem a um total de 166 mercados⁷. Em terceiro lugar, empresas com vendas ou custos variáveis nulos foram excluídas mas as que não reportaram custos com o trabalho foram mantidas. Por fim, as empresas com MPC negativa foram incluídas na análise. No curto prazo, a maximização do lucro por parte das empresas é consistente com a existência de MPC negativas. Se as receitas cobrirem pelo menos os custos fixos, as empresas incorrem em perdas inferiores às que ocorreriam caso abandonassem o mercado. Por esta razão, as perdas não determinam imediatamente a saída de empresas do mercado. No entanto, as observações referentes às MPC 1 por cento mais baixas foram eliminadas, pois correspondem a valores irrazoavelmente negativos.

A base de dados final inclui 1.368.551 observações, de 2000 a 2009, compreendendo 342.764 empresas diferentes. Quase metade das empresas apresentam pelo menos 5 observações e cerca de quatro quintos estão presentes em dois anos consecutivos, o que traduz significativa dinâmica ao nível empresarial.

6 Atividades como “intermediação financeira”, “administração pública e defesa e segurança social obrigatória” e “organismos internacionais e outras instituições extraterritoriais” não fazem parte dos universos CB ou IES.

7 Em 2006 ocorreu uma alteração da classificação das atividades económicas, passando-se da CAE 2.1 para a CAE 3.1. De modo a garantir comparabilidade, foi utilizada uma tabela de equivalência. Adicionalmente, dada grande prevalência de reclassificações de empresas nos anos anteriores a 2005, quando possível, a classificação que resultou da conversão da CAE 3.1 para a CAE 2.1 foi aplicada retrospectivamente.

3.2. Classificação dos mercados transacionáveis e não-transacionáveis

Uma das principais limitações ao poder de mercado das empresas é a exposição à concorrência internacional. Os mercados com forte exposição internacional seguem tendencialmente a lei do preço único e são normalmente designados como transacionáveis. Uma aproximação utilizada na literatura é a de considerar os mercados transformadores (indústria transformadora) como transacionáveis e os mercados não-transformadores como não-transacionáveis. O problema desta aproximação reside no facto do progresso tecnológico e da liberalização do comércio terem trazido a concorrência internacional a muitas atividades de serviços, movendo a fronteira entre mercados transacionáveis e não transacionáveis.

A literatura empírica sobre este assunto é escassa. Gregorio *et al.* (1994) utilizam o rácio das exportações sobre a produção como medida da exposição à concorrência internacional e definem um limiar de 10 por cento. De acordo com esta opção, a utilização da manufatura como aproximação para o setor transacionável parece bastante adequada, porém a análise baseia-se num elevado nível de agregação. Utilizando uma metodologia diferente, Jensen and Kletzer (2010) baseiam-se numa classificação detalhada de mercados, revelando um elevado nível de heterogeneidade nos serviços e classificando vários deles como transacionáveis. O rácio das exportações sobre as vendas é uma boa medida para avaliar a exposição à concorrência internacional, embora possa existir um enviesamento pelo facto de as importações serem ignoradas. Adicionalmente, assume-se que as empresas de um dado mercado asseguram a totalidade das exportações desse mesmo mercado⁸.

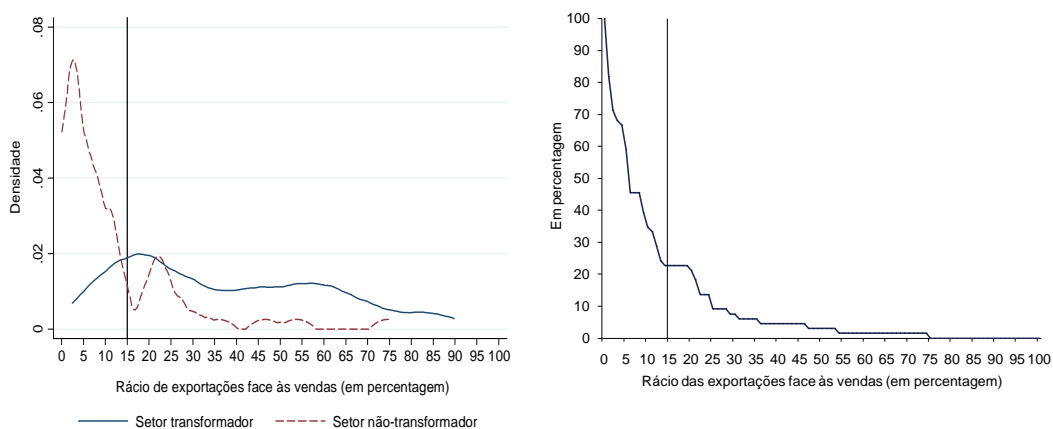
O painel a) do gráfico 1 apresenta a distribuição do rácio das exportações sobre as vendas nos mercados portugueses, distinguindo entre mercados transformadores e não-transformadores para a média do período 2006-2009. Verifica-se que vários mercados não-transformadores exibem elevados rácios das exportações sobre as vendas. Neste artigo, mercados com um rácio das exportações sobre as vendas acima de 15 por cento (a linha vertical do gráfico 1) são considerados como transacionáveis, juntamente com todos os mercados transformadores. Utilizando este critério, cerca de 23 por cento dos mercados não-transformadores são considerados como transacionáveis. Assim sendo, o setor transacionável inclui todos os mercados transformadores, alguns mercados relacionados com transportes e alguns serviços prestados

Gráfico 1

CLASSIFICAÇÃO DE TRANSACIONÁVEIS E NÃO-TRANSACIONÁVEIS

a) Distribuição do rácio de exportações face às vendas em 2006-2009

b) Sensibilidade ao limiar: distribuição acumulada dos mercados do setor não-transformador por rácio de exportações face às vendas



Fonte: Cálculos dos autores.

⁸ Contrariamente ao que acontece para os bens, não está disponível informação estatística para exportações de serviços com o nível de desagregação utilizado neste artigo.

às empresas. Este setor corresponde a um conjunto de 115 mercados com um peso médio no período 2005 a 2009 de 44 por cento do VAB.

A escolha de um limiar de 15 por cento para o rácio das exportações nas vendas é compatível com as opções tomadas na literatura (Knight e Johnson (1997) e Dixon *et al.* (2004)) e é bastante robusta para os dados portugueses. O painel b) do gráfico 1 mostra que a percentagem de mercados não-transformadores classificados como transacionáveis não mudaria para limiares entre 14 e 19 por cento.

4. Concorrência na economia portuguesa

4.1. Concentração

Os painéis a) e c) do gráfico 2 apresentam os *kernels* Gaussianos para o IHH em 2009, não ponderados e ponderados de acordo com VAB médio no período de 2005 a 2009, respetivamente. Em ambos os

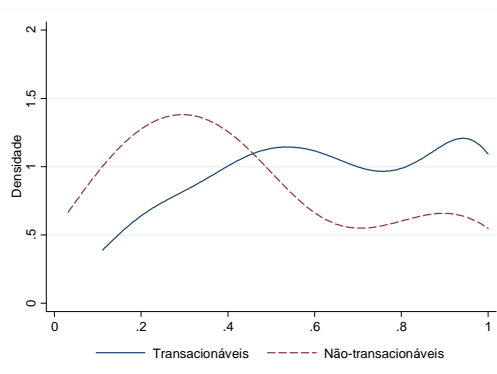
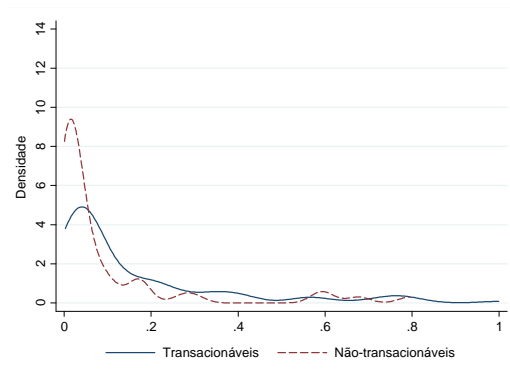
Gráfico 2

DISTRIBUIÇÃO DO ÍNDICE HERFINDAHL-HIRSCHMAN (IHH) E RÁCIO DO CONCENTRAÇÃO (C10) EM 2009

Não ponderada

a) IHH

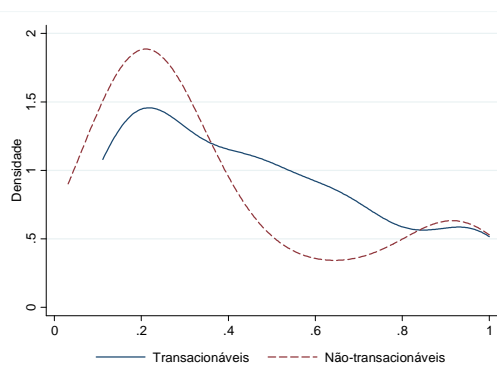
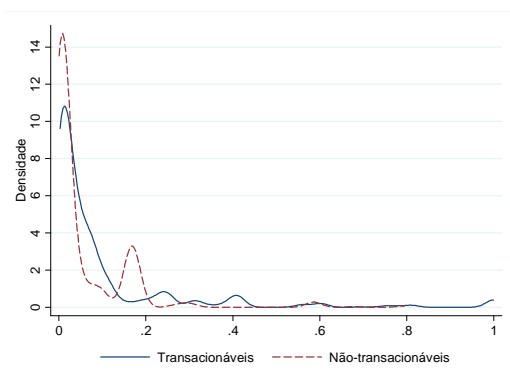
b) C10



Ponderada com VAB

c) IHH

d) C10



Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Os mercados são definidos de acordo com a CAE 2.1 a 3 dígitos. O número total de mercados considerados é 166.

painéis manteve-se a distinção entre setor transacionável e não-transacionável, tal como definido anteriormente. É de referir que o IHH para o setor transacionável revela-se um indicador menos informativo dado que o mercado relevante tenderá a não corresponder ao mercado interno.

O *kernel* não ponderado para o IHH evidencia uma elevada densidade em níveis relativamente baixos de concentração, *i.e.*, as distribuições têm assimetria positiva, especialmente no setor não-transacionável. O IHH médio, em 2009, no setor transacionável é 0.16, substancialmente mais alto do que 0.098 no setor não-transacionável. No entanto, existe ainda uma densidade significativa para níveis de IHH acima de 0.18, o limiar tipicamente definido para identificar mercados fortemente concentrados, em particular no setor transacionável (13 por cento dos mercados não-transacionáveis e 38 por cento dos transacionáveis eram fortemente concentrados em 2009). Contudo, ponderando de acordo com o VAB, as distribuições do IHH para o setor transacionável e não-transacionável tornam-se mais semelhantes e a densidade em níveis de concentração baixos aumenta. Este resultado sugere a existência de um conjunto de mercados com pouco peso em termos de VAB que estão associados a elevados níveis de concentração. Embora, a análise do IHH sugira uma predominância de mercados relativamente pouco concentrados, a relevância das empresas maiores deverá também ser considerada. Note-se que as maiores empresas representam uma parcela significativa do total das vendas do mercado, especialmente no setor transacionável. Contudo este resultado é algo minimizado quando a distribuição é ponderada de acordo com VAB. Tal é visível nos painéis b) e d) do gráfico 2 que apresentam as distribuições da quota das 10 maiores empresas em cada mercado - C10, não ponderadas e ponderadas de acordo com o VAB médio do período de 2005-2009, respetivamente. Este facto deve ser tido em consideração na avaliação da concorrência.

As tendências na concentração dos mercados são avaliadas de duas maneiras. Em primeiro lugar é apresentada a percentagem de mercados que registam um aumento no IHH para os dois sub-períodos da amostra, inferindo sobre possíveis reduções de concorrência. Em segundo lugar a magnitude destas variações é decomposta de acordo com as classes de forte, moderada e reduzida concentração. Na verdade, se a concentração aumenta em mercados fortemente concentrados, existe uma maior probabilidade de conluio entre incumbentes. Numa perspetiva de política, tal é mais preocupante do que aumentos de concentração que ocorrem em mercados com reduzida concentração.

O quadro 1 apresenta a percentagem de mercados que registam um aumento no IHH para dois sub-períodos. Os resultados são reportados em termos relativos, *i.e.*, dependendo da variável de agregação, os casos de potencial menor concorrência são ponderados pelo número de mercados, total do VAB, vendas ou emprego no setor selecionado. No período 2005-2009, 51 por cento dos mercados registaram

Quadro 1

| AUMENTOS DO ÍNDICE HERFINDAHL-HIRSCHMAN (PERCENTAGEM) | | | | | | | | |
|---|----------------|-----|--------|---------|-----------------|-----|--------|---------|
| Peso | CB (2000-2004) | | | | IES (2005-2009) | | | |
| | Mercados | VAB | Vendas | Emprego | Mercados | VAB | Vendas | Emprego |
| Total da Economia | 44 | 43 | 44 | 57 | 51 | 63 | 65 | 69 |
| Agregados | | | | | | | | |
| Transacionáveis | 50 | 52 | 46 | 61 | 53 | 57 | 60 | 62 |
| Não-transacionáveis | 31 | 37 | 43 | 53 | 45 | 67 | 68 | 76 |
| Setor não-transformador | | | | | | | | |
| Eletricidade e água | 25 | 0 | 0 | 0 | 25 | 12 | 6 | 58 |
| Construção | 60 | 97 | 98 | 98 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| Comércio | 38 | 27 | 39 | 32 | 46 | 78 | 73 | 72 |
| Transportes e Comunicações | 8 | 21 | 22 | 54 | 50 | 42 | 58 | 72 |
| Outros serviços | 33 | 47 | 53 | 36 | 43 | 51 | 44 | 47 |

Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Os mercados são definidos de acordo com a CAE 2.1 a 3 dígitos. O número total de mercados considerados é 166.

aumentos na concentração. Se estes mercados forem ponderados de acordo com o seu VAB, vendas ou emprego, os aumentos de concentração tornam-se significativamente mais relevantes. No conjunto da economia, os aumentos de concentração são relativamente generalizados ao nível de mercados e muito significativos em termos de recursos envolvidos. Considerando o período 2000-2004, a percentagem de mercados associada a aumentos de concentração é menor (44 por cento), bem como a sua representatividade em termos de recursos envolvidos. No entanto, a cobertura da base de dados neste período é muito menor, o que tem um impacto particularmente significativo no cálculo de medidas de concentração. Adicionalmente, devido à cobertura incompleta em termos de VAB, vendas e emprego, os pesos utilizados para 2000-2004 referem-se ao período 2005-2009, pelo que não existem efeitos de estrutura quando os sub-períodos são comparados.

Os resultados para o total da economia escondem um nível substancial de heterogeneidade entre agregados setoriais. No período 2005-2009, embora os mercados que registam maior concentração não excedam 50 por cento no setor não-transacionável, o peso dos recursos envolvidos em termos do VAB, vendas e emprego é substancialmente superior. Assim, a importância dos mercados não-transacionáveis onde a concentração aumentou é maior em termos de recursos envolvidos do que em termos da percentagem de mercados. No setor transacionável, os aumentos de concentração assumem menor peso em termos de recursos envolvidos do que no setor não-transacionável. Em síntese as reduções de concorrência são mais significativas no setor não-transacionável embora afetem uma maior percentagem de mercados transacionáveis.

A parte inferior do quadro 1 considera uma classificação mais detalhada para o setor não transformador. O resultado mais marcante está no setor da "Construção", onde todos os mercados registaram aumentos no IHH no período 2005-2009. No setor do "Comércio", cerca de metade dos mercados registaram aumentos na concentração, representando cerca de três quartos dos recursos envolvidos no setor. No período 2000-2005, os números são menores, especialmente no setor do "Comércio". No extremo oposto está a "Eletricidade e abastecimento de água", onde a percentagem de mercados associados a uma maior concentração é reduzida e não representativa em termos dos recursos utilizados neste setor.

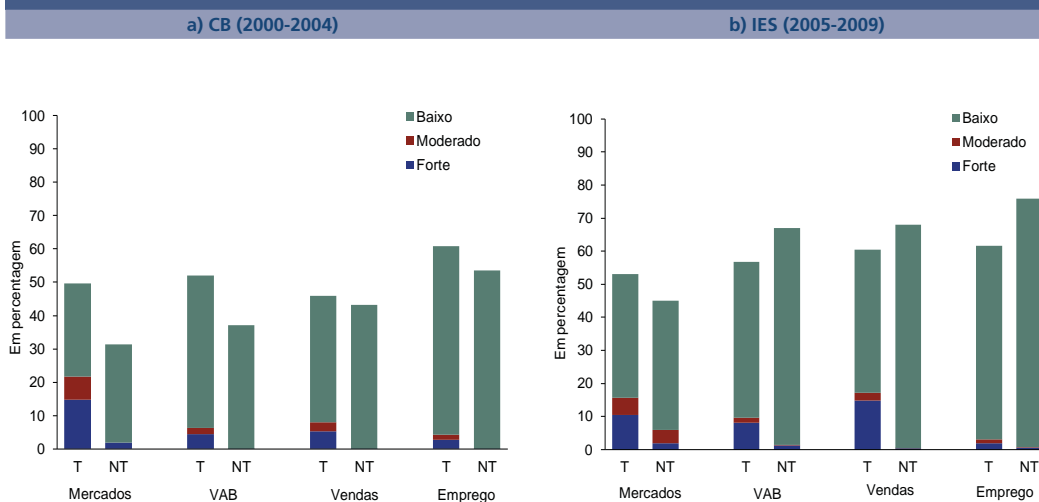
As tendências de aumento de concentração são particularmente preocupantes se ocorrem em mercados fortemente concentrados, especialmente se estes assumirem uma natureza não-transacionável. O gráfico 3 decompõe os aumentos de concentração de acordo com as categorias acima referidas (concentração forte, moderada e baixa) nos dois sub-períodos considerados. Note-se que a decomposição dentro de cada setor não ajusta pela estrutura em termos de categorias de concentração, *i.e.*, o facto de cada categoria de concentração assumir um peso distinto em cada setor é ignorado. O objetivo da análise é avaliar a relevância das reduções de concorrência na economia e não retirar conclusões sobre a sua incidência por categoria de concentração. Assim, analisam-se os aumentos de concentração em mercados fortemente concentrados, mantendo-se a sua relevância em termos da distribuição total de mercados no setor.

O gráfico 3 mostra que a maior parte dos mercados que registam subidas de concentração apresentam baixos níveis médios de IHH, tanto no período 2000-2004 como em 2005-2009, especialmente o caso do setor não transacionável⁹. No entanto, cerca de um quinto dos mercados transacionáveis que evidenciaram aumentos de concentração no segundo sub-período pertencem à categoria de elevada concentração, sendo também relevantes em termos de VAB e vendas envolvidas.

⁹ A classificação dos mercados baseia-se em níveis médios de concentração e é naturalmente afetada pela variação observada no indicador. Embora esta opção possa aumentar a percentagem de mercados classificados como fortemente concentrados, é mais robusta do que uma classificação baseada em apenas um ano de IHH. Testes de robustez confirmam que, na abordagem adotada, o número de mercados que transitam para categorias mais altas não é significativo.

Gráfico 3

DECOMPOSIÇÃO DOS AUMENTOS DE CONCENTRAÇÃO PARA O SETOR TRANSACIONÁVEL (T) E NÃO-TRANSACIONÁVEL (NT)



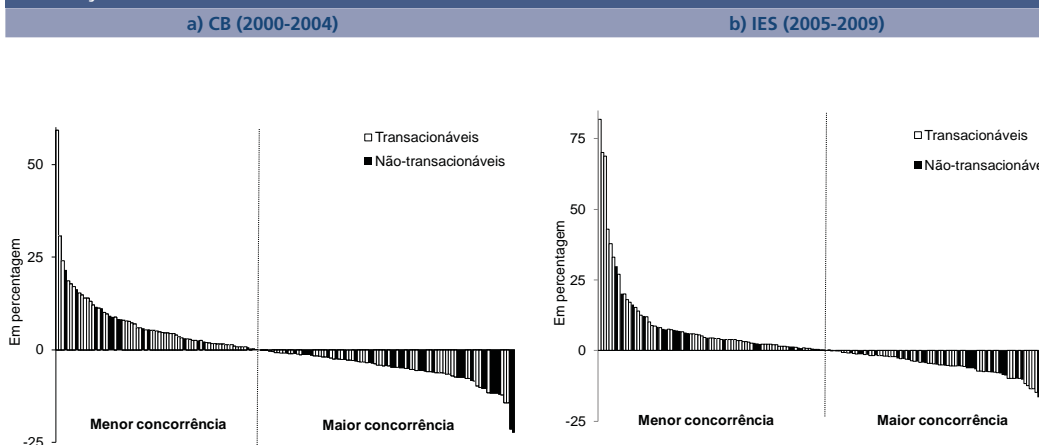
Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Os mercados são definidos de acordo com a CAE 2.1 a 3 dígitos. O número total de mercados considerados é 166.

Uma análise complementar consiste no cálculo da variação percentual no IHH para cada mercado nos dois sub-períodos. O gráfico 4 ordena os mercados de acordo com estas taxas de variação e assinala os não transacionáveis com barras pretas. O primeiro resultado é o de que existem tanto mercados transacionáveis como não-transacionáveis no conjunto daqueles que apresentam altas e baixas taxas de variação, o que traduz novamente um cenário muito heterogéneo em termos de atividades económicas. Diversos mercados não-transacionáveis encontram-se entre aqueles com as mais baixas (negativas)

Gráfico 4

VARIÇÕES DO ÍNDICE HERFINDAHL-HIRSCHMAN POR MERCADO



Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Os mercados são definidos de acordo com a CAE 2.1 a 3 dígitos. O número total de mercados considerados é 166.

variações percentuais no período 2000-2004. Os maiores aumentos percentuais no período 2005-2009 estão relacionados com setores transformadores capital intensivos como “Fabricação de outros produtos químicos” (CAE 246) mas também “Fabricação de joalheria, ourivesaria e artigos similares” (CAE 362) e serviços como “Atividades de arquitetura, de engenharia e técnicas afins” (CAE 742). As reduções mais acentuadas na concentração neste período incluem “Atividades jurídicas, de contabilidade e de auditoria e consultoria” (CAE 741), “Fabricação de artigos de borracha” (CAE 251) e “Fabricação de produtos forjados, estampados e laminados” (CAE 284).

4.2. Rentabilidade

A avaliação da rentabilidade nos diferentes mercados segue a mesma estrutura adotada para a concentração na sub-seção anterior. O gráfico 5 apresenta os *kernels* Gaussianos para as MPC por mercado (calculadas a partir de MPC de empresa ponderadas de acordo com a sua quota de mercado), adotando as classificações setoriais anteriormente apresentadas. O gráfico 5 a) apresenta os *kernels* não ponderados e o painel b) os *kernels* ponderados de acordo com o VAB médio no período de 2005 a 2009.

O setor transacionável apresenta uma MPC média não ponderada de 8.1 por cento em 2009, o que compara com 11 por cento no setor não-transacionável. A distribuição das MPC é substancialmente mais concentrada para o setor transacionável, i.e., as abas da distribuição dos não-transacionáveis são mais pesadas, particularmente a aba direita. Em 2009, 90 por cento dos mercados transacionáveis apresentam MPC entre 0 e 20 por cento. Para os mercados não-transacionáveis, esta densidade é substancialmente inferior, atingindo 62 por cento. De todo o modo existe significativa heterogeneidade nas MPC dos diversos mercados, principalmente nos não-transacionáveis. É de referir que a ponderação de acordo com VAB não altera substancialmente a distribuição das MPC para ambos os setores.

O quadro 2 apresenta a percentagem de mercados que regista um aumento na MPC nos dois sub-períodos, sinalizando potencial menor intensidade da concorrência. Tal como no caso do IHH, os resultados são apresentados em termos relativos e diferentes pesos são utilizados.

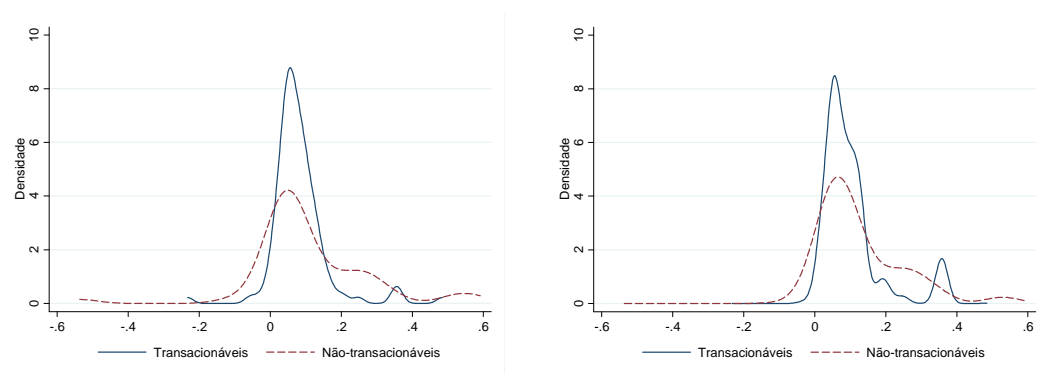
No período 2005-2009, os aumentos na rentabilidade, para o total da economia, são relativamente generalizados ao nível de mercados (46 por cento) e significativos em termos de afetação de recursos

Gráfico 5

DISTRIBUIÇÃO DA MARGEM PREÇO-CUSTO DE MERCADO EM 2009

a) Não ponderada

b) Ponderada com VAB



Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Os mercados são definidos de acordo com a CAE 2.1 a 3 dígitos. O número total de mercados considerados é 166.

Quadro 2

| AUMENTOS DA MARGEM PREÇO-CUSTO | | | | | | | | |
|--------------------------------|----------------|-----|--------|---------|-----------------|-----|--------|---------|
| Peso | CB (2000-2004) | | | | IES (2005-2009) | | | |
| | Mercados | VAB | Vendas | Emprego | Mercados | VAB | Vendas | Emprego |
| Total da Economia | 50 | 59 | 54 | 64 | 46 | 57 | 57 | 52 |
| Agregados | | | | | | | | |
| Transacionáveis | 46 | 51 | 50 | 54 | 41 | 44 | 42 | 37 |
| Não-transacionáveis | 59 | 64 | 57 | 71 | 59 | 67 | 65 | 64 |
| Setor não-transformador | | | | | | | | |
| Eletricidade e água | 75 | 21 | 19 | 64 | 50 | 91 | 87 | 93 |
| Construção | 40 | 92 | 95 | 91 | 100 | 100 | 100 | 100 |
| Comércio | 46 | 41 | 45 | 37 | 50 | 55 | 56 | 48 |
| Transportes e Comunicações | 58 | 72 | 61 | 33 | 42 | 39 | 39 | 65 |
| Outros serviços | 67 | 60 | 58 | 77 | 67 | 73 | 82 | 45 |

Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Os mercados são definidos de acordo com a CAE 2.1 a 3 dígitos. O número total de mercados considerados é 166.

(57, 57 e 52 por cento do VAB, vendas e emprego, respetivamente). Para o total da economia, a principal diferença relativamente às medidas de concentração reside no facto dos aumentos na rentabilidade serem relativamente menos generalizados e também menos relevantes em termos de VAB, vendas e emprego. Em termos setoriais, no período 2005-2009, a percentagem de mercados não transacionáveis que registou um aumento da MPC é maior do que nos transacionáveis e tais mercados são também mais significativos em termos da proporção de recursos envolvidos. De facto, 59 por cento dos mercados não transacionáveis registam um aumento na MPC, em contraste com 41 por cento no setor transacionável. Em termos de afetação de recursos, os mercados não-transacionáveis onde a rentabilidade aumentou durante o período 2005-2009 representam cerca de dois terços do VAB, vendas e emprego deste setor. Em contraste, apenas cerca de 40 por cento do VAB, vendas e emprego no setor transacionável estão associados a aumentos na MPC.

A análise do primeiro sub-período revela um padrão semelhante, embora a percentagem de mercados transacionáveis onde a rentabilidade aumentou e a proporção de recursos que lhes estão associados seja superior. De modo semelhante à sub-seção relativa à concentração, os pesos médios no período 2005-2009 foram utilizados para agregar os aumentos de rentabilidade no período antes de 2000-2004, eliminando o efeito de estrutura. Recorde-se que os pesos na base de dados IES baseia-se no universo das empresas, refletindo por isso adequadamente a estrutura produtiva.

A parte inferior do quadro 2 considera uma classificação setorial mais detalhada para o setor não-transformador. Consistente com o resultado obtido para a concentração, o resultado mais marcante reside no setor da “Construção”, onde todos os mercados registaram aumentos na MPC no período 2005-2009. Na “Eletricidade e abastecimento de água” e “Outros serviços” os aumentos da rentabilidade são prevalentes, sugerindo também menor concorrência. No entanto, neste último setor a parcela de recursos envolvida é comparativamente inferior. No primeiro sub-período, o setor da “Construção” regista uma menor percentagem de mercados com aumentos na rentabilidade, embora a percentagem de VAB, vendas e emprego seja já bastante significativa.

Neste caso, é também importante decompor as variações na MPC dos mercados de acordo com categorias de rentabilidade média, mantendo presentes as cautelas quanto à interpretação dos resultados anteriormente apresentadas na análise da concentração. As rentabilidades reduzidas, moderadas e elevadas foram definidas de acordo com o 25º, 50º e 75º percentis da distribuição global de mercados no

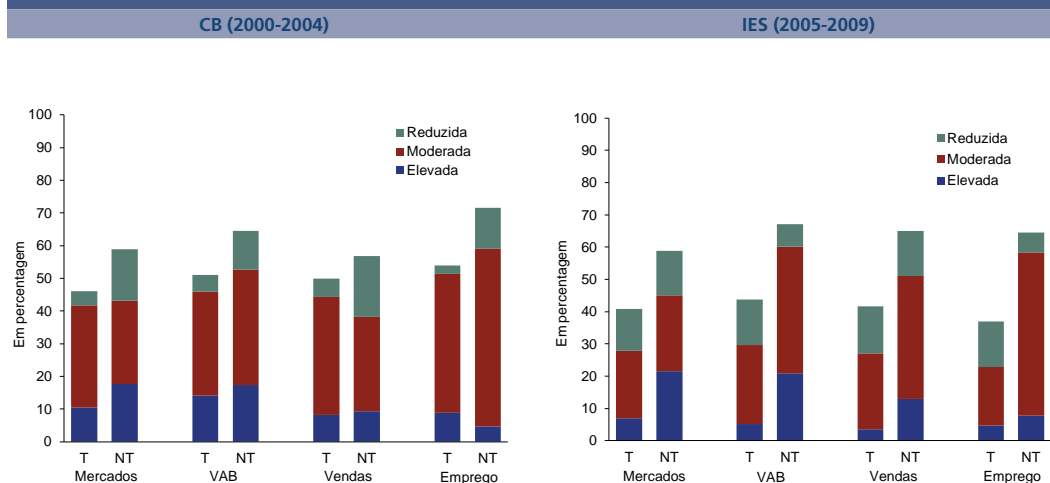
período 2000-2009 (reduzida rentabilidade: $MPC < 4.6\%$, moderada: $11.8\% \geq MPC \geq 4.6\%$, elevada: $MPC > 11.8\%$). Neste sentido, maior rentabilidade em mercados altamente rentáveis pode sinalizar uma maior probabilidade de conluio entre incumbentes, merecendo por isso maior preocupação de um ponto de vista de política. As MPC altas estão geralmente associadas a mercados com maiores custos afundados e consequentemente, maiores barreiras à entrada.

O gráfico 6 apresenta esta decomposição e mostra que, em ambos os sub-períodos, o aumento na rentabilidade ocorre maioritariamente em mercados moderadamente rentáveis. No entanto, existe uma percentagem significativa de mercados não-transacionáveis onde estas alterações estão associadas a casos de elevada rentabilidade média, especialmente no período 2005-2009 e envolvendo uma parcela importante do VAB deste setor.

As tendências para a rentabilidade foram estimadas para o período 2000-2009. Embora exista uma quebra na série devido à diferente cobertura das bases de dados CB e IES, se assumirmos que a primeira é representativa por mercado, é possível estimar tendências para o conjunto do período¹⁰. O gráfico 7 ordena as tendências de rentabilidade estimadas calculadas com base nas MPC, identificando aquelas que apresentam um nível de significância de 10 por cento com barras cinzentas claras. É particularmente claro que uma maior percentagem de mercados não-transacionáveis apresenta tendências de rentabilidade positivas e significativas quando comparando com os transacionáveis (44 e 29 por cento, respetivamente), o que confirma a análise desenvolvida anteriormente. Adicionalmente, apenas 56 por cento dos mercados do setor não-transacionável registam uma descida na rentabilidade, por oposição a 71 por cento dos mercados no setor transacionável.

Gráfico 6

DECOMPOSIÇÃO DOS AUMENTOS DE RENTABILIDADE DE MERCADO NO SETOR TRANSAÇONÁVEL (T) E NÃO-TRANSAÇONÁVEL (NT)



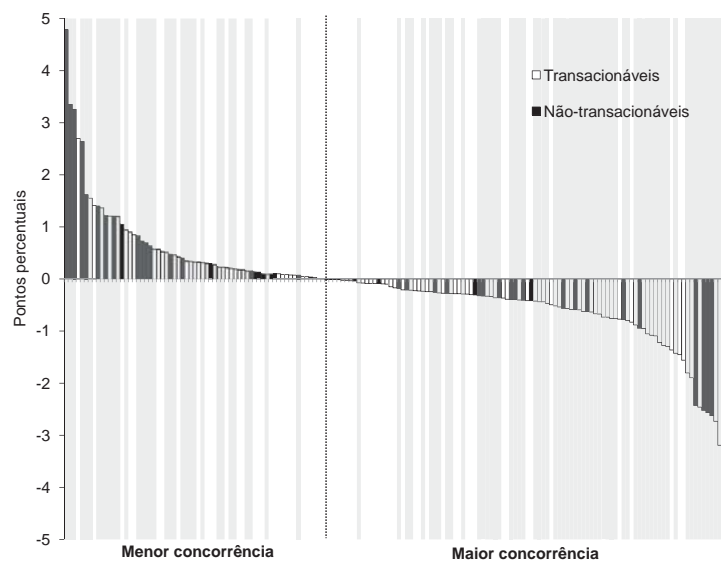
Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Os mercados são definidos de acordo com a CAE 2.1 a 3 dígitos. O número total de mercados considerados é 166.

¹⁰ Na secção 4.1., as tendências de concentração não foram estimadas para o período total porque a quebra na base de dados afeta severamente o nível do IHH. As tendências da MPC foram calculadas utilizando erros robustos com base no procedimento de Newey-West, assumindo autocorrelação de primeira ordem. Note-se também que as séries de MPC podem não ser estacionárias mas os reduzidos graus de liberdade não permitem testar a sua potencial não-estacionariedade.

Gráfico 7

TENDÊNCIAS DE RENTABILIDADE POR MERCADO (2000-2009)



Fonte: Cálculos dos autores.

Nota: Os mercados são definidos de acordo com a CAE 2.1 a 3 dígitos. O número total de mercados considerados é 166.

5. Mercados agregados

A concorrência só pode ser adequadamente avaliada ao nível do mercado. Por outro lado, os níveis da MPC e do HHI não podem ser diretamente comparados entre setores devido sobretudo a diferenças tecnológicas. No entanto, pode ser relevante calcular agregações de medidas de concorrência tanto para análise de política como para calibração de modelos macroeconómicos. Consideram-se três níveis de agregação: total da economia, grandes setores e transacionáveis vs não-transacionáveis. A variável de agregação escolhida foi o peso do VAB para a média do período de 2005-2009, o que elimina efeitos resultantes de alterações na estrutura da economia. Outras possibilidades de ponderação incluem vendas ou emprego.

A agregação dos mercados com base na variável vendas é uma opção bastante frequente na literatura, tendo como vantagem o facto de se encadear naturalmente com a agregação das empresas num mercado. A desvantagem desta opção é a não consideração da verdadeira relevância de cada setor, podendo empolar uma diminuição da concorrência num setor com vendas elevadas mas VAB ou emprego muito reduzido. No entanto, a relevância de cada mercado pode não ser totalmente captada pelo peso no VAB. De facto, mercados com baixo peso no VAB podem ser extremamente relevantes por fornecerem inputs a todos os outros. Caso a agregação tivesse sido realizada com base nas vendas os resultados seriam muito semelhantes, com exceção dos setores transacionável e não-transacionável onde as taxas médias de rentabilidade no período 2005-2009 seriam 8.4 e 7.9 por cento, contra 10.0 e 11.7 por cento na agregação em VAB. Em qualquer dos casos a evolução anual mantém-se qualitativamente inalterada pois utilizam-se pesos fixos para a agregação.

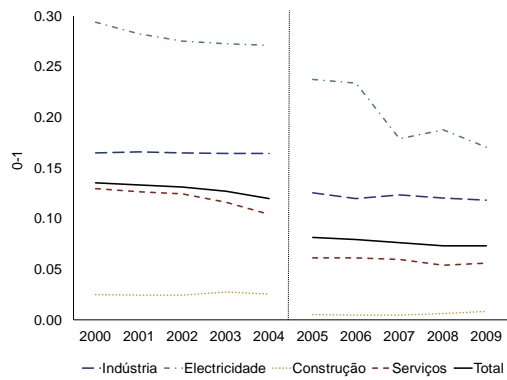
O gráfico 8 apresenta os resultados obtidos para o IHH e MPC¹¹. Como já referido, os níveis dos indicadores refletem não só o nível de concorrência, mas também um conjunto de características de mercado tais como

¹¹ Dada a existência de uma quebra de série em 2005, devido a uma alteração na cobertura da base de dados decorrente da transição da Central de Balanços para a IES, foi introduzido um espaço em branco neste ano.

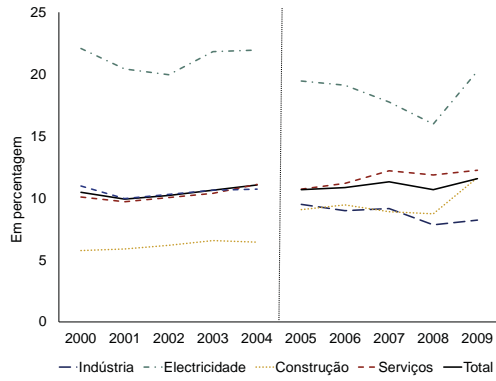
Gráfico 8

MEDIDAS DE CONCENTRAÇÃO (IHH) E RENTABILIDADE (MPC) POR AGREGADOS (2000-2009)

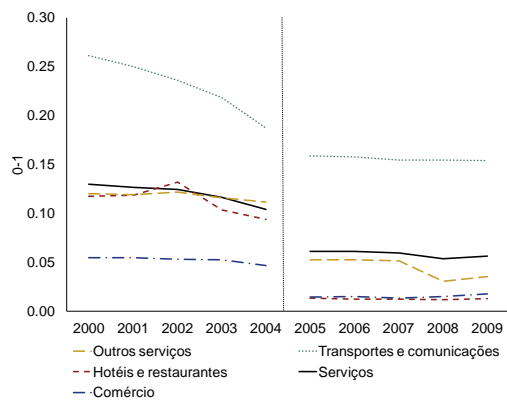
a) IHH



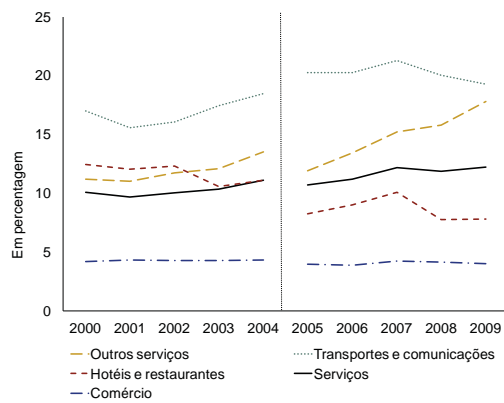
b) MPC



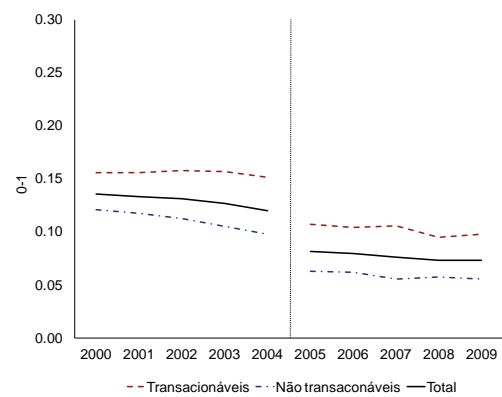
c) IHH



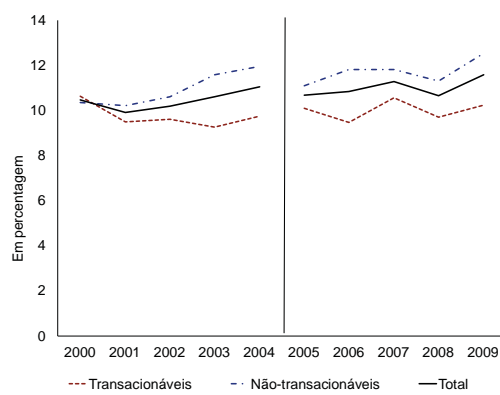
d) MPC



e) IHH



f) MPC



Fonte: Cálculos dos autores.

a tecnologia, os custos afundados, a elasticidade da procura e a exposição ao comércio internacional.

Os painéis a), c) e e) apresentam o IHH ao nível dos grandes setores. O painel a) revela que existem diferenças substanciais nas medidas de concentração entre setores, refletindo diferentes estruturas de mercado. O setor da “Construção” e o dos “Serviços” são os menos concentrados, enquanto a “Eletricidade” e a “Indústria transformadora” estão entre os mais concentrados. Ao nível dos serviços (painel c), “Comércio” e “Hotéis e restaurantes” apresentam uma estrutura de mercado fortemente fragmentada, por oposição a “Transportes” e “Comunicações”. Considerando transacionáveis e não-transacionáveis (painel e), não existem tendências visíveis na evolução da concentração mas o nível do IHH é maior no primeiro grupo de mercados. Como referido anteriormente, o IHH é um indicador menos informativo no caso do setor transacionável dado que o mercado relevante poderá não corresponder ao mercado interno.

Os painéis b), d) e f) da figura 8 apresentam a MPC ao nível setorial e seguem a estrutura de agregação e os pesos mencionados acima para o IHH. A análise revela que a MPC para o conjunto da economia se situou perto de 11 por cento no período 2005-2009 (painel a). A rentabilidade total na economia com uma agregação em vendas seria 8.1 por cento neste período. Os setores da “Construção” e dos “Serviços” registaram aumentos na MPC de 2005 para 2009, sugerindo menor concorrência (painel b). No período 2000-2004 parece existir uma tendência semelhante. Contrariamente, o setor transformador mostra uma redução na MPC no período 2005-2009.

Considerando uma classificação mais desagregada ao nível dos serviços (painel d) evidencia-se um aumento de rentabilidade no período 2005-2009 em “Outros serviços” e em “Hotéis e restaurantes” entre 2005 e 2007. Finalmente, dado o critério utilizado para a classificação de mercados transacionáveis e não-transacionáveis, o painel f) do gráfico 8 revela que o último grupo de mercados está associado a um aumento de rentabilidade enquanto o primeiro registou uma estabilização, levando a um ligeiro aumento para o total da economia no período 2005-2009. No período 2000-2004, parece existir um aumento na rentabilidade em ambos os setores.

6. Considerações finais

Este artigo apresenta uma análise de indicadores de concorrência na economia portuguesa no período 2000-2009. A existência de uma quebra na base de dados em 2005 leva a uma segmentação da análise para os períodos 2000-2004 e 2005-2009. O artigo cobre medidas clássicas de concentração e rentabilidade, focando nas diferenças entre setores transacionáveis e não-transacionáveis. A análise desenvolvida neste artigo é distinta da tipicamente realizada pelas autoridades de concorrência. Estas instituições definem os mercados relevantes de uma forma mais apurada e caracterizam o comportamento competitivo das empresas, enquanto o objetivo da corrente análise é a descrição dos desenvolvimentos observados no cenário global de concorrência.

O artigo conclui que, embora não haja problemas generalizados, alguns mercados apresentam larga margem para melhoria no ambiente de concorrência, designadamente no setor não-transacionável. Cerca de metade dos mercados na economia registam aumentos na concentração ou na rentabilidade. No entanto, em termos do VAB, vendas ou emprego envolvido nestes mercados, as tendências crescentes de rentabilidade e concentração revelam-se mais relevantes.

Os aumentos na concentração são mais generalizados no setor transacionável do que no não-transacionável, embora neste último caso sejam mais significativos em termos dos recursos envolvidos. Adicionalmente, os mercados onde a concentração aumentou são maioritariamente aqueles com baixos níveis médios de IHH, tanto no período 2000-2004 como 2005-2009, especialmente no setor não-transacionável.

No que diz respeito à rentabilidade, as variações positivas são mais generalizadas no setor não-transacionável do que no transacionável. Tal como na concentração, a proporção de recursos envolvidos nestas variações é relativamente mais importante no setor não-transacionável. Outro resultado importante é a

presença de vários mercados não-transacionáveis entre aqueles com elevada margem preço-custo, muitos dos quais, registando aumentos na rentabilidade no período 2005-2009. Adicionalmente, muitos destes mercados também registaram aumentos nas margens preço-custo no período 2000-2004.

A análise setorial agregada, ponderando os indicadores para os mercados individuais pelo seu peso médio no VAB, revela que o setor não transacionável aumentou a rentabilidade, enquanto o setor transacionável registou uma estabilização, levando a um ligeiro aumento da margem de preço-custo para o total da economia no período 2005-2009. Esta conclusão parece confirmar a percepção de que existe larga margem para aumento de concorrência no setor não-transacionável, o que permitiria uma afetação de recursos mais eficiente, favorecendo a correção dos desequilíbrios macroeconómicos existentes na economia portuguesa.



Referências

- Alesina, A., Ardagna, S., Nicoletti, G. e Schiantarelli, F. (2005), "Regulation and investment", *Journal of the European Economic Association* 3(4), 791–825.
- Altomonte, C., Nicolini, M., Ogliaresi, L. e Rung, A. (2010), "Assessing the competitive behaviour of firms in the single market: A micro based approach", *Economic Papers* 409, European Commission.
- Amador, J. e Soares, A.C. (2012), "Competition in the Portuguese Economy: An overview of classical indicators", *Working Paper* 8, Banco de Portugal.
- Badinger, H. (2007), "Has the EU's single market programme fostered competition? Testing for a decrease in mark-up ratios in EU industries", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 69(4), 497–519.
- Braila, C., Rayp, G. e Sanyal, S. (2010), "Competition and regulation, Belgium, 1997 a 2004", *Working Papers* 3-2010, Federal Planning Bureau.
- Christopoulou, R. e Vermeulen, P. (2008), "Mark-ups in the euro area and the U.S. over the period 1981-2004: A comparison of 50 sectors", *Working Paper* 856, World Bank.
- Creusen, H., Minne, B. e Wiel, H. (2006), "Competition in the Netherlands: An analysis of the period 1993-2001", *CPB Document* 136, Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- Dixon, H., Griffiths, D. e Lawson, L. (2004), "Exploring tradable and non-tradable inflation in consumer prices", *Working Paper*, Statistics New Zealand.
- Estrada, A. (2009), "The mark-ups in the Spanish economy: International comparison and recent evolution", *Documentos de Trabajo* 905, Banco de España.
- Gregorio, J. D., Giovannini, A. e Wolf, H. (1994), "International evidence on tradables and nontradables inflation", *European Economic Review* 38(6), 1225–1244.
- Hall, R. (1988), "The relation between price and marginal cost in U.S. industry", *Journal of Political Economy* 96(5), 921–47.
- Herfindahl, O. (1950), "Concentration in the U.S. steel industry", *Unpublished doctoral dissertation*, Columbia University.
- Hirschman, A. (1945), *National Power and the Structure of Foreign Trade*, mimeo, Berkeley.
- Jensen, J. B. e Kletzer, L. G. (2010), "Measuring tradable services and the task content of offshorable services jobs, in Labor in the New Economy", *NBER Chapters*, National Bureau, Economic Research, pp. 309–335.
- Kiyota, K., Nakajima, T. e Nishimura, K. (2009), "Measurement of the market power of firms: The Japanese case in the 1990s", *Industrial and Corporate Change* 18(3), 381–414.
- Knight, G. e Johnson, L. (1997), "Developing output and price measures for Australia's tradable and non-tradable sectors", *Working Paper* 97/1, Australian Bureau of Statistics.
- Lerner, A. (1934), "The concept of monopoly and the measurement of monopoly power", *The Review of Economic Studies* 1(3), 157–175.
- Maliranta, M., Pajarinen, M., Rouvinen, P. e Yla-Anttila, P. (2007), "Competition in Finland: Trends across business sectors in 1994-2004", *Report MTI* 13-2007.
- Martins, J. O. e Scarpetta, S. (1999), "The levels and cyclical behaviour of markups across countries and market structures", *OECD Economics Department, Working Papers* 213, OECD.
- Molnar, M. e Bottini, N. (2010), "How large are competitive pressures in services markets? Estimation of mark-ups for selected OECD countries", *Technical Report* 01/10, *OECD Journal: Economic Studies*.
- Roeger, W. (1995), "Can imperfect competition explain the difference between primal and dual productivity measures? Estimates for U.S. manufacturing", *Journal of Political Economy* 103(2), 316–30.
- Scheffman, D., Coate, M. e Silvia, L. (2002), "20 years of merger guidelines enforcement at the FTC: An economic perspective", *Technical report*, U.S. Department of Justice.

INSTITUIÇÕES ORÇAMENTAIS E VOLATILIDADE DA DESPESA PÚBLICA NA EUROPA*

Bruno Albuquerque**



63

Artigos

RESUMO

Este artigo documenta empiricamente a existência de um impacto negativo, de magnitude considerável e, estatisticamente significativo da qualidade das instituições orçamentais sobre a volatilidade da despesa pública para um painel de 23 países da UE no período 1980-2007. A variável dependente é a volatilidade da política orçamental discricionária, que não representa reações a mudanças nas condições económicas. Os principais resultados fornecem então, suporte para o fortalecimento das instituições de modo a lidar com níveis excessivos de volatilidade da política discricionária, na medida em que melhores procedimentos e controlos sobre as finanças públicas tornam mais difícil aos governos alterarem a política orçamental por razões não relacionadas com o estado atual da economia. Os resultados também mostram que países maiores e governos maiores têm menor volatilidade da despesa pública. Em contraste com estudos anteriores, os fatores políticos parecem não ser relevantes, com exceção do índice de *Herfindahl*, que sugere que uma elevada concentração de assentos parlamentares em poucos partidos iria aumentar a volatilidade da despesa pública.

1. Introdução

Ao longo das últimas décadas, temos vindo a assistir a um aumento generalizado dos défices orçamentais juntamente com elevados níveis de dívida pública na maioria das economias avançadas. Esta tendência já tinha sido visível mesmo nos anos anteriores à implementação de estímulos fiscais massivos, na sequência da eclosão da crise financeira de 2007-08. Centrando a análise no período até 2007, a deterioração generalizada na disciplina orçamental que induziu uma maior volatilidade da política orçamental não pode ser inteiramente explicada pela existência de estabilizadores automáticos e de estados de bem-estar cada vez maiores. A resposta para parte dessa deterioração e particularmente para o aumento da volatilidade parece também depender do uso agressivo da política orçamental por parte dos governos por razões não relacionadas com o estado atual da economia.

Na verdade, o que parece ser a regra é que a política orçamental não é conduzida por governos benevolentes, mas sim por executivos com motivações políticas, que não partilham necessariamente as mesmas preferências da maioria da sociedade. A esta forma de condução da política orçamental dá-se o nome de *política orçamental discricionária* ou simplesmente *discricionariedade*. Esta definição está no espírito de Fatás e Mihov (2003), os quais definem política orçamental discricionária como a componente da política orçamental que não representa reações a mudanças nas condições económicas e que pode apenas refletir preferências políticas exógenas. Esta definição exclui outras medidas discricionárias que

* O autor agradece a Álvaro Pina e João Sousa pelos seus valiosos comentários, e a Francisco José Veiga por partilhar a sua base de dados relativa às variáveis "crises governamentais" e "alterações no governo". As opiniões expressas neste artigo são da responsabilidade do autor, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade do autor.

** Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

visam responder a choques na economia, tais como medidas governamentais de estímulo fiscal para impulsionar a economia em períodos de recessão. Reformas estruturais estão também excluídas da definição de discricionariedade, dado que essas reformas efetivamente não refletem decisões de natureza oportunista levadas a cabo pelos governos.

A literatura apresenta algumas razões que podem explicar o porquê dos governos recorrerem à discricionariedade na política orçamental. Os ciclos eleitorais oportunistas (Nordhaus (1975)) surgem quando os políticos no poder adotam uma política orçamental expansionista em tempos em que ela não é necessária, de modo a maximizarem as suas possibilidades de reeleição. Stokey (2003) defende que mudanças idiossincráticas, incompetência e ganância podem definir, em algumas situações, o rumo que a política orçamental toma. Finalmente, o ciclo eleitoral partidário descrito por Alesina (1987), *i.e.* alterações na ideologia dos partidos no poder, também ajudam a explicar por que é que alguns países usam mais discricionariedade na condução da política orçamental. Este uso agressivo da política orçamental iria inevitavelmente aumentar a volatilidade da despesa pública com consequências negativas para o crescimento económico, dado que iria produzir uma elevada incerteza em torno do trajeto futuro das políticas orçamentais. A este respeito, Fatás e Mihov (2003, 2006) demonstram que a volatilidade do produto é maior na presença de elevados níveis de política orçamental discricionária, enquanto Fatás e Mihov (2003), e Afonso e Furceri (2010) mostram que a volatilidade da despesa pública é prejudicial ao crescimento económico.

Neste contexto, onde a volatilidade produzida pela política orçamental discricionária prejudica o crescimento económico, o que é que pode ser feito? A resposta baseia-se num tipo de literatura que tem vindo a crescer, *Instituições Políticas* ou *Orçamentais*, que tem direcionado a sua atenção para o fortalecimento da qualidade das instituições, isto é, as várias características da configuração socioeconómica e política que moldam de forma considerável a política económica (Persson e Tabellini (2001)). As propostas para reforçar a qualidade das instituições vão desde medidas para aumentar a responsabilização dos governos e a transparência das políticas, até a medidas de maior alcance, tais como a implementação de regras orçamentais (Debrun *et al.* (2008)) e a melhoria dos mecanismos e regras que regem o processo orçamental e que criam procedimentos e controlos sobre as finanças públicas (Fabrizio e Mody (2006), e Hallerberg *et al.* (2007)).

Seguindo em frente, o presente artigo procura descobrir se existe alguma ligação entre instituições orçamentais mais fortalecidas e níveis mais baixos de volatilidade da despesa pública discricionária. Este artigo contribui para a vertente da literatura *Instituições Orçamentais* de quatro maneiras. Em primeiro lugar, são construídos dois índices principais para a qualidade das instituições, de modo a explicar diferenças de volatilidade da política orçamental entre países. Em segundo lugar, são cobertos os países da União Europeia (UE), que oferecem um maior período de disponibilidade de dados e com melhor qualidade. Em terceiro lugar, são criados painéis com médias de 10 anos para a especificação econométrica, o que permite tirar conclusões não só entre países, mas também ao longo do tempo. Finalmente, são realizados alguns testes de robustez, especialmente através do uso de medidas alternativas para calcular a volatilidade da política orçamental discricionária.

Numa amostra composta por 23 países da UE, compreendendo o período 1980-2007, os principais resultados apontam para a existência de um impacto negativo, de magnitude considerável e, estatisticamente significativo da qualidade das instituições orçamentais sobre a volatilidade da despesa pública. Deste modo, existe evidência empírica a apoiar o fortalecimento das instituições por forma a lidar com níveis excessivos de volatilidade da política orçamental discricionária. Os resultados também corroboram as conclusões de Furceri e Poplawski (2008), de que países maiores têm menos volatilidade, enquanto governos maiores também estão associados a baixos níveis de volatilidade. Em contraste com Fatás e Mihov (2003), e Afonso *et al.* (2010), os fatores políticos parecem não afetar a volatilidade da política orçamental. A exceção é o índice de Herfindahl, que sugere que uma elevada concentração de assentos parlamentares em poucos partidos iria aumentar a volatilidade da despesa pública.

O resto do artigo está organizado da seguinte forma. A secção seguinte explica a estratégia empírica a dois passos que será levada a cabo. A secção 3 apresenta e discute os principais resultados. Na secção 4, são realizados alguns testes de robustez. Por último, a secção 5 contém as principais conclusões e as implicações de política, fornecendo algumas sugestões para trabalhos futuros.

2. Estratégia empírica

Nesta secção, pretende-se estudar o impacto da qualidade das instituições sobre a volatilidade da política orçamental discricionária através de uma estratégia a dois passos. Em primeiro lugar, é construída uma medida de volatilidade da política orçamental discricionária, que não representa reações a mudanças nas condições económicas. Em segundo lugar, esta medida é utilizada como variável dependente contra um conjunto de variáveis políticas, institucionais e macroeconómicas. Os termos volatilidade da despesa pública e volatilidade da política (orçamental) discricionária serão utilizados alternadamente ao longo do artigo.

2.1. Regressões do primeiro passo: medida de política orçamental discricionária

A amostra cobre 23 Estados Membros da UE durante o período 1980-2007¹. Esta amostra de países oferece várias vantagens. Em particular, dispõe de um maior período de dados para mais variáveis do que aquelas que seriam obtidas com uma amostra de países de fora da UE. Além disso, os dados e as comparações entre países apresentam padrões de qualidade mais elevados. Para todas as variáveis orçamentais e macroeconómicas é usada informação anual da base de dados AMECO da Comissão Europeia. Os dados sobre as variáveis políticas vêm da base de dados *Database of Political Institutions 2006* do Banco Mundial, e para as variáveis que medem a instabilidade política a fonte utilizada é *Cross-National Time-Series Data Archive (CNTS)*.

O primeiro passo da estratégia empírica baseia-se no trabalho pioneiro de Fatás e Mihov (2003), com o fim de construir uma medida de política orçamental discricionária que resulta de motivações políticas e que não representa reações a mudanças nas condições económicas. Apesar de seguir a abordagem econométrica desses autores, o presente artigo irá utilizar a despesa pública primária como variável dependente, que é mais abrangente, em vez do consumo público. Para cada um dos 23 países da UE é estimada a seguinte equação abrangendo o período 1980-2007:

$$\Delta \log(G_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i \Delta \log(Y_{i,t}) + \delta_i \Delta \log(G_{i,t-1}) + \lambda_i Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

onde os resíduos ($\varepsilon_{i,t}$) desempenham o papel mais importante, dado que captam a variação na despesa pública que não é explicada nem por alterações no crescimento do PIB, nem pelo grau de persistência em relação aos seus valores passados. A volatilidade é calculada como o desvio-padrão dos resíduos no país i , utilizando períodos de 10 anos, uma vez que se quer captar as flutuações de longo prazo na política orçamental discricionária, removendo, portanto, o ruído que vem associado com a utilização de períodos mais curtos. Neste contexto, a volatilidade, sigma (σ_i^ε), é interpretada como a dimensão típica de uma alteração discricionária na política orçamental. Δ representa o operador de diferença de primeira ordem, G representa a despesa pública primária real no país i e ano t , Y corresponde ao PIB real, e Z inclui um conjunto de variáveis de controlo, nomeadamente, a inflação, a inflação ao quadrado, o logaritmo dos preços de petróleo contemporâneo e desfasado, e uma tendência linear determinística.

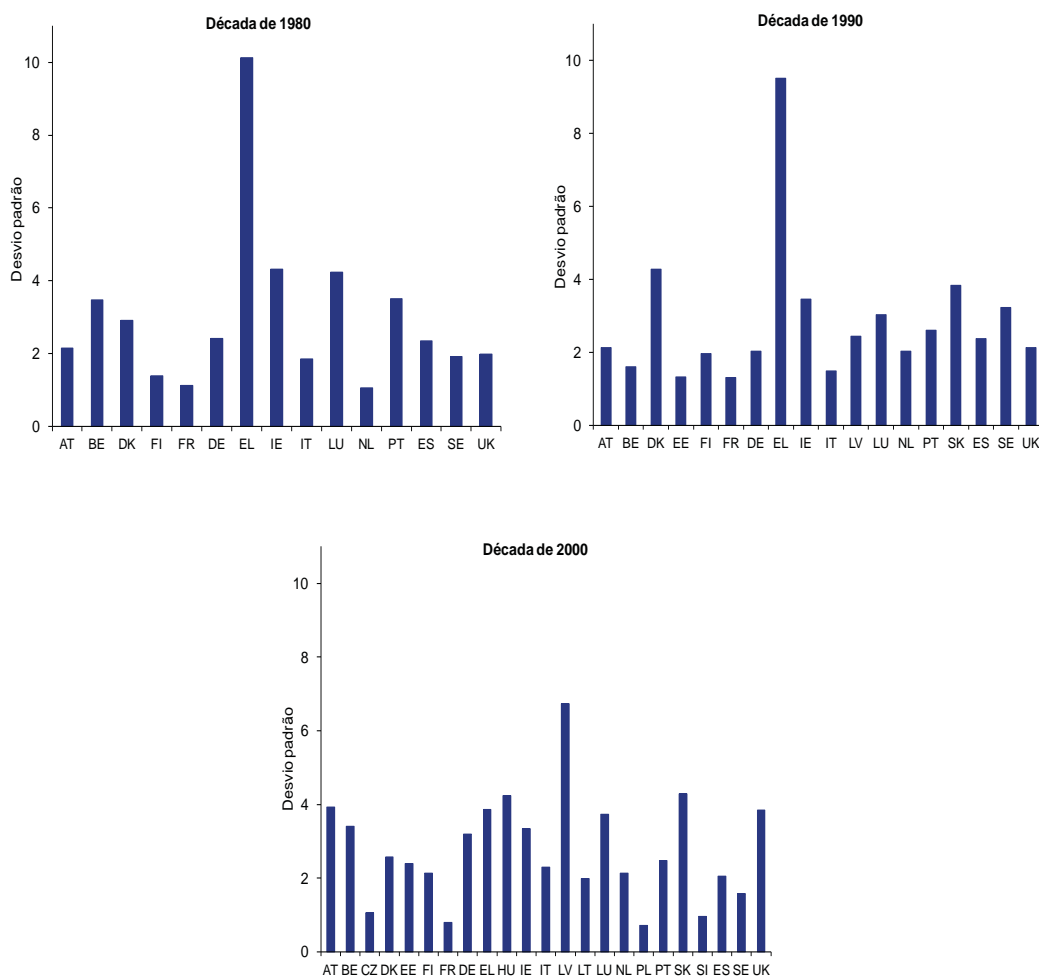
¹ Bulgária, Chipre, Roménia e Malta foram retirados da amostra devido quer à falta de dados quer a problemas envolvendo os dados.

A possibilidade da existência de um enviesamento de causalidade inversa que vai da despesa pública via procura interna para o crescimento do produto é tido em conta através do uso do estimador de variáveis instrumentais (VI). São usados como instrumentos para o crescimento do PIB contemporâneo dois níveis de desfasamento do crescimento do PIB, a inflação desfasada e o logaritmo do preço de petróleo.

A volatilidade da política orçamental discricionária (expressa em desvios-padrão) para cada país e década, calculada a partir da equação (1), pode ser vista no gráfico 1. Na década de 80, só existem dados disponíveis para os antigos países da UE-15, com a volatilidade da política orçamental a variar entre um máximo de 10.1 (Grécia) e um mínimo de 1.1 (Países Baixos). Adicionando mais uma década, e incluindo mais três países (Estónia, Letónia e Eslováquia), o quadro geral fica praticamente inalterado. Na última década, onde são abrangidos os 23 países, a medida de discricionariedade varia entre 6.7 (Letónia) e 0.7 (Polónia). Globalmente, o gráfico 1 mostra uma ligeira tendência descendente ao longo do tempo no uso da política orçamental discricionária entre países, embora com algumas exceções.

Gráfico 1

VOLATILIDADE DA POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA, POR PAÍS E DÉCADA



Fonte: Cálculos do autor.

2.2. Regressões do segundo passo: determinantes da volatilidade da política discricionária

Avançando para a especificação econométrica das regressões do segundo passo, são incluídas todas as variáveis e controlos que podem ser importantes para explicar diferenças de volatilidade da política discricionária entre países. É criado um painel de médias de 10 anos, não sobrepostas entre si, de 1980 a 2007². Ao utilizar períodos mais longos para calcular as referidas médias, é possível reduzir a vulnerabilidade dos resultados à presença de *outliers* nos dados. Para além disso, este método de agrupar as observações permite ter em conta a variação dos dados ao longo do tempo. Utilizando o logaritmo da volatilidade da política orçamental discricionária como variável dependente, calculada na secção 2.1, estima-se a seguinte regressão pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários (OLS), com correção dos erros-padrão do painel³:

$$\log(\sigma_{i,t}^{\varepsilon}) = \alpha_i + \beta_i FRI_{i,t} + \chi_i Delindex_{i,t} + \delta_i Pol_{i,t} + \phi_i Inst_{i,t} + \gamma_i M_{i,t} + \theta_{i,t} \quad (2)$$

onde o índice de Regras Orçamentais (*FRI*) - *Fiscal rule index* no original em inglês - e o índice de Delegação (*Delindex*), que serão alvo de discussão mais detalhada na próxima secção, são as *proxies* para a qualidade das instituições. *Inst* inclui a *proxy* para a instabilidade política, a variável crises governamentais, que contabiliza o número de vezes num ano da ocorrência de qualquer situação de desenvolvimento rápido que ameace derrubar do poder o regime vigente. *Pol* contém todas as variáveis políticas que moldam os resultados orçamentais, nomeadamente: a natureza do sistema eleitoral (assume o valor de 1 para governos eleitos por representação proporcional e de 0 por círculos uninominais); o número de eleições legislativas, para captar a eventual presença de um ciclo político-económico; um índice de competitividade eleitoral; e o índice de Herfindahl, que mede a concentração de poder nos partidos⁴. O vetor *M* compreende as seguintes variáveis macroeconómicas: o logaritmo do PIB *per capita*, para captar efeitos rendimento; a dimensão do governo, medida como o rácio da despesa pública em relação ao PIB, de modo a ter em conta o papel estabilizador da política orçamental; a dimensão do país, medida como o logaritmo da população total, e o rácio de dependência para captar as principais características sociais que afetam a volatilidade da política orçamental; o grau de abertura da economia, calculado como o rácio entre o comércio de mercadorias e o PIB, para levar em conta o grau de exposição das economias a choques externos; a taxa de inflação, para controlar a ocorrência de episódios de inflação elevada; e por fim, três variáveis binárias, uma para o período de preparação para a UEM, a outra para os países estrangidos pela Pacto de Estabilidade e Crescimento (PEC), e a última variável binária correspondendo aos novos membros da UE, os países da Europa Central e de Leste.

2.3. Medindo a qualidade das instituições: o índice de Regras Orçamentais e o índice de Delegação

O principal foco deste artigo recai nas *proxies* para a qualidade das instituições, o *FRI* e o índice de Delegação. À partida, a hipótese que se faz é de que é crível que países com instituições melhores e mais

2 A primeira década vai de 1980 a 1989, a segunda de 1990 a 1999, e a última década utiliza os últimos 8 anos da amostra.

3 O problema do erro de amostragem, visto que a variável dependente é estimada em vez de ser observada, poderia levar a desvios-padrão maiores, reduzindo assim a qualidade geral dos resultados. Para minimizar este problema, corrigiram-se os erros-padrão do painel, assumindo que as distribuições das variâncias-covariâncias são heteroscedásticas (cada país tem a sua própria variância) e contemporaneamente correlacionadas entre os painéis (cada par de países tem a sua própria covariância).

4 O índice de Herfindahl resulta do quadrado da soma do peso relativo dos assentos parlamentares de todos os partidos no parlamento:

$$\text{Índice de Herfindahl} = \sum_{i=1}^N \left(\frac{N_i \text{ de assentos do partido}_i}{\text{Total assentos}} \right)^2, \quad 0 \leq \text{Índice de Herfindahl} \leq 1 \quad (3)$$

desenvolvidas, com mais procedimentos e controlos, enfrentam maiores dificuldades para alterar a política orçamental por razões não relacionadas com o estado atual da economia.

O *FRI*, que é retirado a partir de Debrun *et al.* (2008), é restrito a regras orçamentais que definem objetivos ou limites em termos numéricos para os agregados orçamentais. O objetivo final passa por cobrir todas as regras orçamentais numéricas em vigor que de alguma forma restringem a condução da política orçamental. Adicionalmente, o *FRI* visa também medir a força relativa dessas mesmas regras (grau de eficácia). Ao contrário da maioria dos estudos nesta área, como Alesina e Bayoumi (1996), Fatás e Mihov (2003, 2006), Furceri e Poplawski (2008), e Afonso *et al.* (2010), este índice pode variar ao longo do tempo e não apenas entre países⁵. Debrun *et al.* (2008), e Afonso e Hauptmeier (2009) encontraram efeitos positivos, estatisticamente significativos, deste índice sobre o saldo orçamental. Neste contexto, é de esperar que o *FRI* também possa funcionar como um meio para diminuir a volatilidade da política orçamental discricionária.

Em relação ao índice de Delegação, ele incide sobre restrições implícitas subjacentes às três fases do processo orçamental: (i) a *fase de Preparação*, em que o projeto de orçamento é elaborado; (ii) a *fase de Aprovação*, em que o projeto de orçamento é revisto, aprovado e, em seguida, formalizado; e (iii) a *fase de Implementação*, onde o orçamento é executado e onde pode ser sujeito a modificações ou alterações. Hallerberg *et al.* (2007) construíram um indicador de governação orçamental⁶ com base nessas fases, encontrando forte evidência de uma relação direta entre a configuração institucional existente num país e a sua disciplina fiscal. A construção do índice de Delegação no presente artigo fundamenta-se nos trabalhos desenvolvidos por Hallerberg *et al.* (2007) e por Fabrizio e Mody (2008). A lista das rubricas institucionais com as respetivas pontuações que compõem o índice pode ser encontrada no quadro 7 do anexo. Dado que se considera que as características institucionais individuais são consideradas substitutos perfeitos, somam-se todas as rubricas, assumindo pesos iguais para o processo de agregação:

$$\text{Índice de Preparação} = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 x_i \quad \chi_i = \text{rubricas 1 a 3 do Quadro 7} \quad (4)$$

$$\text{Índice de Aprovação} = \frac{1}{3} \sum_{i=1}^3 x_i \quad \chi_i = \text{rubricas 4 a 6 do Quadro 7} \quad (5)$$

$$\text{Índice de Implementação} = \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 x_i \quad \chi_i = \text{rubricas 7 a 10 do Quadro 7} \quad (6)$$

Tomando a média simples da soma de cada fase institucional, obtém-se:

$$\text{Índice de Delegação} = \frac{\text{Índice de Prepar.} + \text{Índice de Aprov.} + \text{Índice de Implem.}}{3} \quad (7)$$

O quadro 1 faz um resumo dos dados relativos à qualidade das instituições para cada país e década, após se terem normalizado os dados para média igual a zero e desvio-padrão igual a um. Da leitura deste quadro surgem duas conclusões. A primeira é a de que um país com um maior número de regras orçamentais numéricas não tem necessariamente controlos mais rígidos sobre o processo orçamental (ou seja, um índice de Delegação maior). De facto, embora a correlação simples entre o *FRI* e o índice de Delegação seja positiva, não é estatisticamente significativa a 5 por cento. Por exemplo, a Dinamarca e a Finlândia na década de 2000 apresentam baixos níveis do índice de Delegação, mas elevados valores do *FRI*, enquanto a Irlanda e a Grécia são bons exemplos da situação contrária. A segunda conclusão que se retira é a de que se tem observado a um aumento generalizado na qualidade das instituições durante a última década.

5 Ver Anexo 1 em Debrun *et al.* (2008) para mais detalhes.

6 Tradução livre do autor; *fiscal governance* no original em inglês.

Quadro 1

| | Década 1980 | | Década 1990 | | Década 2000 | | $\Delta(2000 - 1990)$ | |
|-----------------|---------------------|------|---------------------|------|---------------------|------|-----------------------|--|
| | Índice de Delegação | FRI | Índice de Delegação | FRI | Índice de Delegação | FRI | Índice de Delegação | |
| Áustria | -1.0 | -0.8 | -0.3 | 0.4 | 0.6 | 1.2 | 0.9 | |
| Bélgica | -1.4 | 0.8 | -0.5 | 0.6 | 0.3 | -0.2 | 0.8 | |
| República Checa | - | - | - | 0.1 | 0.2 | - | - | |
| Dinamarca | 0.6 | 0.7 | 0.1 | 2.0 | -0.1 | 1.2 | -0.2 | |
| Estónia | - | 0.9 | 0.8 | 1.6 | 1.2 | 0.8 | 0.4 | |
| Finlândia | -0.5 | -0.1 | -0.4 | 1.5 | -0.1 | 1.6 | 0.3 | |
| França | 2.2 | -0.3 | 2.2 | 0.2 | 1.6 | 0.6 | -0.6 | |
| Alemanha | 0.2 | 1.1 | 0.2 | 1.1 | 0.2 | 0.0 | 0.0 | |
| Grécia | -1.4 | -0.9 | -1.0 | -0.9 | 1.0 | 0.0 | 2.0 | |
| Hungria | - | -0.7 | -1.8 | -0.5 | -1.8 | 0.2 | 0.0 | |
| Irlanda | -0.5 | -0.9 | -0.5 | -0.7 | 1.1 | 0.2 | 1.7 | |
| Itália | -2.2 | -0.9 | -1.0 | -0.1 | 0.3 | 0.8 | 1.3 | |
| Letónia | - | -0.4 | 0.5 | -0.4 | 0.5 | 0.0 | 0.0 | |
| Lituânia | - | -0.2 | 0.1 | 0.3 | -0.1 | 0.5 | -0.2 | |
| Luxemburgo | 0.4 | -0.3 | 1.0 | 1.6 | 1.6 | 1.9 | 0.7 | |
| Países Baixos | -0.5 | 0.7 | -0.3 | 1.7 | -0.1 | 1.0 | 0.3 | |
| Polónia | - | -0.2 | -0.4 | 1.3 | 0.5 | 1.5 | 0.9 | |
| Portugal | -0.4 | -0.9 | -0.5 | -0.6 | -0.8 | 0.2 | -0.3 | |
| Eslováquia | - | -0.9 | -1.7 | -0.1 | -1.7 | 0.7 | 0.0 | |
| Eslovénia | - | - | - | 0.5 | -0.3 | - | - | |
| Espanha | -2.0 | -0.1 | -0.5 | 0.9 | -0.1 | 1.0 | 0.5 | |
| Suécia | -0.5 | -0.4 | -0.3 | 1.6 | 1.2 | 2.1 | 1.5 | |
| Reino Unido | 0.8 | 0.1 | 1.3 | 2.3 | 1.9 | 2.2 | 0.6 | |
| Correlação | | | 0.381 | | 0.359 | | | |

Fontes: Hallerberg *et al.* (2007), Debrun *et al.* (2008), Fabrizio e Mody (2008), e cálculos do autor.

3. Principais resultados

3.1. Será que a qualidade das instituições é importante para reduzir a volatilidade da política orçamental discricionária?

Nesta secção pretende-se responder à pergunta acima mencionada, através da estimação da equação (2), considerando a despesa primária como a medida de despesa pública na equação (1). O quadro 2 centra-se sobre os determinantes que influenciam a volatilidade da política discricionária, dando especial atenção ao índice de Delegação e ao *FRI*. Na coluna (1), um aumento de um desvio-padrão no índice de Delegação e no *FRI* iria diminuir a volatilidade da política orçamental discricionária em cerca de 8.9 e 10.0 por cento, respetivamente⁷. Este resultado sugere que a qualidade das instituições, *i.e.* mais e melhores procedimentos e controlos enfrentados pelos políticos, impede-os de usar a política orçamental por razões não relacionadas com o estado atual da economia.

⁷ Esta é a interpretação habitual dos coeficientes, uma vez que ambos os índices foram normalizados para média zero e desvio padrão igual a um. O impacto quantitativo dos coeficientes sobre a volatilidade da política discricionária é mais preciso se se aplicar o exponencial a cada coeficiente. Por exemplo, a semi-elasticidade da volatilidade da política discricionária em relação ao *FRI* é de 10.0 por cento ($\exp(-0.105)-1$).

Na coluna (2), avalia-se o papel desempenhado pelas variáveis políticas. Os resultados sugerem que países com sistemas de eleição por representação proporcional têm maior volatilidade da política orçamental discricionária, comparando com países com sistemas de eleição por círculos uninominais. A concentração de assentos parlamentares em poucos partidos (índice de Herfindahl) também induziria um aumento da volatilidade da política discricionária, embora não seja estatisticamente significativo. Em relação à variável *eleições*, a literatura tem estudado se, quando se aproximam as eleições, os governos decidem relaxar a disciplina orçamental, efetuando gastos públicos excessivos e/ou cortes nos impostos de modo a assegurar futuras reeleições, gerando assim mais volatilidade na política orçamental. Por exemplo, Hallerberg *et al.* (2007), e Afonso e Hauptmeier (2009) alegam que há evidência da existência desses ciclos político-económicos. Em contraste com as opiniões anteriores, a coluna (2) indica um sinal negativo das eleições sobre a volatilidade da política orçamental, o que corrobora os resultados encontrados em Fatás e Mihov (2003), de que as eleições mantêm os políticos responsáveis. No entanto, este resultado deve ser interpretado com o devido cuidado, pois não é estatisticamente diferente de zero aos níveis convencionais de significância. Por sua vez, na coluna (3) é adicionada uma variável que capta a instabilidade política, com o seu coeficiente a sugerir que maior instabilidade política não leva a maior volatilidade da despesa pública.

A inclusão das variáveis macroeconómicas e outras variáveis de controlo (coluna (4)) aumenta significativamente a qualidade da regressão (R-quadrado de 0.439), sugerindo que estas variáveis são responsáveis por uma grande parte da variabilidade na volatilidade da política discricionária. O índice de Delegação e o *FRI* continuam a ser altamente robustos à inclusão daquelas variáveis. O PIB *per capita* apresenta um coeficiente com sinal negativo, conforme esperado, uma vez que, de acordo com Fatás e Mihov (2003), é provável que países mais pobres tenham ciclos económicos mais voláteis devido ao menor desenvolvimento dos mercados financeiros, e porque, simultaneamente, têm tendência a recorrer com mais frequência à discricionariedade na política orçamental. No que à dimensão do governo diz respeito, a volatilidade da política discricionária diminui à medida que o rácio da despesa pública aumenta. Isto confirma os resultados obtidos por Afonso *et al.* (2010), que demonstram que governos maiores têm níveis de despesa pública mais estáveis e estabilizadores automáticos maiores, resultando em menores níveis de volatilidade da despesa pública discricionária.

Outra variável que tem sido habitualmente usada para explicar a volatilidade da política orçamental é a dimensão do país (população de um determinado país). Países de menor dimensão tendem a usar maior discricionariedade na política orçamental, como documentado em Furceri e Poplawski (2008). Os autores argumentam que a relação negativa entre a dimensão das nações e a volatilidade da despesa pública pode ser explicada por dois tipos de razões: primeiro, países mais pequenos usam a política orçamental de forma mais agressiva, já que estão mais expostos a choques idiossincráticos e têm maior volatilidade do produto; a segunda razão está relacionada com o facto de países de maior dimensão terem a possibilidade de distribuir o financiamento da despesa pública sobre um maior número de contribuintes (rendimentos crescentes à escala), permitindo aos governos fazer a provisão de bens públicos de uma forma menos volátil. Estes efeitos da dimensão do país são corroborados pelos resultados da coluna (4), e também por Afonso *et al.* (2010).

Relativamente às três últimas variáveis binárias, a estimação indica que todas elas estão associadas a níveis inferiores de volatilidade da política discricionária. A interpretação sobre o sinal das variáveis preparação para a UEM e PEC é consensual, dado que essas fases exigiram e têm exigido melhorias significativas nas finanças públicas, diminuindo, portanto, a volatilidade da política orçamental. Pelo contrário, a explicação para a variável binária dos novos membros (países da Europa Central e de Leste) reside no facto dos dados para a maioria dos novos membros apenas estarem disponíveis para a última década (Gráfico 1), condicionado a análise a apenas uma observação por país. De facto, a última década foi marcada por grandes melhorias nas finanças públicas, com o fim de preencherem os requisitos para a adesão à UE, o que levou os países da Europa Central e de Leste a registar baixos níveis de discricionariedade.

Incluindo todas as variáveis na mesma regressão permite corroborar as conclusões anteriores sobre os índices que medem a qualidade das instituições, apontando para um impacto negativo, e de magnitude considerável, sobre a volatilidade da política discricionária; o impacto marginal do *FRI* e do índice de Delegação sobre a volatilidade da despesa pública discricionária é, respetivamente, de cerca de -11.3 e -16.2 por cento (coluna (5)). Considerando os dois índices em conjunto, há uma forte indicação de que países que se situem em um desvio-padrão acima da média em ambos os índices têm, em média, 27.5 por cento menos volatilidade na componente discricionária da política orçamental. É um resultado notável: a imposição de restrições melhores e mais rigorosas na condução da política orçamental ajuda a mitigar o impacto negativo causado pela volatilidade da política orçamental sobre a economia. Por exemplo, se Portugal melhorasse a qualidade das suas instituições, através do aumento de um desvio-padrão em ambos os índices, e considerando que o nível atual de volatilidade discricionária é dado pelo valor médio da última década, iria reduzir a volatilidade da política orçamental discricionária de 2.5 para 1.8 (atingindo valores ligeiramente acima da Suécia, mas inferiores aos de Espanha).

Quadro 2

| ÍNDICES DE DELEGAÇÃO E DE REGRAS ORÇAMENTAIS E POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA VARIÁVEL DEPENDENTE: VOLATILIDADE DA POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA | | | | | |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Índice de Regras Orçamentais | -0.105*** (0.025) | -0.072*** (0.023) | -0.116*** (0.022) | -0.152*** (0.021) | -0.120*** (0.009) |
| Índice de Delegação | -0.093* (0.051) | -0.046* (0.026) | -0.098* (0.055) | -0.195*** (0.025) | -0.117*** (0.057) |
| Sistema eleitoral | | 0.513*** (0.139) | | | 0.180 (0.246) |
| Eleições | | -1.738 (1.129) | | | -1.342 (1.354) |
| Índice de Herfindahl | | 1.077 (0.679) | | | 0.738*** (0.173) |
| Competitividade eleitoral | | -0.002 (0.033) | | | 0.033 (0.040) |
| Crises governamentais | | | -0.242* (0.138) | | -0.153 (0.214) |
| PIB <i>per capita</i> | | | | -0.064 (0.256) | -0.210 (0.307) |
| Dimensão do governo | | | | -0.032*** (0.009) | -0.025*** (0.008) |
| Dimensão do país | | | | -0.138*** (0.035) | -0.130*** (0.011) |
| Rácio de dependência | | | | -0.004 (0.008) | -0.011 (0.008) |
| Grau de abertura | | | | 0.000 (0.002) | 0.001 (0.002) |
| Inflação | | | | -0.001 (0.026) | 0.004 (0.023) |
| Preparação para a UEM | | | | -1.507*** (0.113) | -1.544*** (0.125) |
| PEC | | | | -0.470*** (0.131) | -0.486*** (0.110) |
| Novos membros | | | | -1.083*** (0.154) | -1.177*** (0.210) |
| Número de observações | 41 | 41 | 41 | 41 | 41 |
| Número de países | 23 | 23 | 23 | 23 | 23 |
| R-quadrado | 0.084 | 0.165 | 0.098 | 0.439 | 0.462 |

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Estimação por OLS com correção dos erros-padrão do painel, utilizando médias de 10 anos. Desvios-padrão entre parênteses. Asteriscos, *, **, ***, representam, respetivamente, níveis de significância estatística de 10, 5 e 1%. O termo constante não é incluído. A volatilidade da política orçamental discricionária foi obtida a partir do logaritmo do desvio-padrão dos resíduos da Equação (1), com a taxa de crescimento real da despesa pública primária como variável dependente.

Centrando a atenção noutras variáveis, as variáveis macroeconómicas que eram significativas na coluna (4) continuam a ser de importância crucial. A título de exemplo, o aumento de um ponto percentual na dimensão do governo reduziria a volatilidade da política discricionária em 2.5 por cento, *ceteris paribus*. O R-quadrado de 0.462, após 0.439 na especificação anterior, sugere que as variáveis políticas e a variável que mede a instabilidade política não são muito importantes para explicar diferenças nos níveis de volatilidade da política orçamental entre países. Na verdade, com exceção do índice de *Herfindahl*, que se torna estatisticamente significativo - apontando para um aumento da volatilidade em cerca de 7.7 por cento por cada décimo de ponto adicional no índice - nenhuma dessas variáveis é significativa. Em especial, os resultados não fornecem evidência para valores mais elevados da volatilidade da política orçamental na presença de um maior número de eleições. Em Albuquerque (2011) demonstra-se que este enigma da insignificância das eleições sobre as variáveis de política orçamental está relacionado com o facto de se estarem a utilizar médias com períodos de 10 anos.

Em Albuquerque (2011) também são realizadas regressões adicionais para lidar com alguns problemas econométricos, nomeadamente aqueles relacionados com problemas de colinearidade e com questões de causalidade inversa. Sucintamente, ao estimar regressões com o *FRI* e o índice de Delegação na mesma equação, problemas de colinearidade podem surgir no caso das variáveis serem altamente correlacionadas. Adicionalmente, o problema da causalidade inversa refere-se à possibilidade de variáveis orçamentais poderem influenciar a evolução das instituições orçamentais, e não o contrário. Para lidar com estes potenciais problemas, realizaram-se regressões onde o índice de Delegação e o *FRI* foram usados separadamente como variáveis dependentes - enfrentando assim os problemas de colinearidade - e foram executadas regressões através do estimador VI, recorrendo a um conjunto de variáveis como instrumentos para a qualidade das instituições - abordando a causalidade inversa. Em resumo, os resultados obtidos são consistentes com os do quadro 2 (ver quadros 5 e 6 do anexo).

3.2. Usando as subcategorias do *FRI* e do índice de Delegação

Outra análise pertinente passa por avaliar se os resultados anteriores se mantêm válidos e robustos quando se procede à desagregação dos índices para a qualidade das instituições em subcategorias. O índice de Delegação é dividido em três índices, a *fase da Preparação*, a da *Aprovação* e a da *Implementação*; e o *FRI* é dividido em dois índices, um que capta todas as regras sobre a despesa em vigor nos estados membros da UE, o índice de Regras sobre a Despesa (*ERI*) - *Expenditure rule index* no original em inglês - e o outro que cobre as Regras sobre o Saldo Orçamental e a Dívida (*BBDRI*) - *Budget balance and debt rules index* no original em inglês.

Começando com as componentes do índice de Delegação, o resultado mais interessante refere-se ao facto de, entre todas as fases através das quais o projeto de orçamento é elaborado, aprovado e implementado, apenas o índice de Aprovação parece ter, consistentemente, poder explicativo para reduzir a volatilidade da política orçamental (Quadro 3)⁸. Quando se incluem todas as variáveis de controlo relevantes (coluna (5)), o aumento de um desvio-padrão no índice de Aprovação aponta para um impacto negativo de cerca de 13.7 por cento sobre a volatilidade da política orçamental.

Neste quadro, os decisores políticos devem, indiscutivelmente, focalizar-se em reforçar o índice de Aprovação. Em primeiro lugar, o executivo deve ser dotado de poderes fortes no estabelecimento da agenda orçamental, a fim de ser proteger contra significativas alterações parlamentares à proposta inicial de

⁸ No entanto, isso não significa que as fases de preparação e implementação devam ser excluídas do desenho de um quadro institucional ótimo para a política orçamental. De facto, as três variáveis poderiam ser altamente correlacionadas entre si, em que o índice de Aprovação poderia estar a captar os efeitos dos outros dois índices sobre a volatilidade da política orçamental, o que, em última instância, poderia levar a resultados enganadores. Contudo, após se verificar se havia alguma correlação estatisticamente significativa entre cada uma destes três variáveis, conclui-se que apenas parece haver uma correlação significativa entre o índice de Preparação e o índice de Aprovação, de cerca de 0.5.

orçamento, o que criaria uma volatilidade excessiva na condução da política orçamental. Em segundo lugar, a possibilidade do parlamento ser dissolvido se não aprovar o orçamento em tempo útil aumentaria os custos políticos associados a uma queda do governo, o que levaria a um maior consenso em redor da proposta inicial de orçamento. E, finalmente, a sequência da votação também é importante para reduzir a volatilidade da política orçamental, isto é, a ordem de tomada de decisão durante a deliberação do orçamento pelo parlamento deve ser focada primeiro na definição dos limites globais em relação à receita total, despesa e défice, antes mesmo de se iniciar a discussão sobre os detalhes do orçamento.

Avançando para as subcategorias do *FRI*, a conclusão geral é a de que, considerando o índice de Regras Orçamentais numéricas como um todo ou cada uma das subcomponentes individualmente conduz a resultados qualitativamente iguais. A coluna (5) indica que o aumento de um desvio-padrão no *ERI* e no *BBDRI*, tudo o resto mantendo-se constante, reduziria a volatilidade da política discricionária em, respetivamente, cerca de 9.2 e 12.5 por cento.

Quadro 3

| SUB-ÍNDICES E POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA VARIÁVEL DEPENDENTE: VOLATILIDADE DA POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA | | | | | |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| Índice de Regras sobre a Despesa | -0.011 (0.036) | 0.013 (0.048) | -0.021 (0.028) | -0.088** (0.043) | -0.097*** (0.037) |
| Índice de Regras sobre o S.O. e Dívida | -0.081*** (0.025) | -0.058 (0.065) | -0.092*** (0.027) | -0.139*** (0.043) | -0.133*** (0.084) |
| Índice de Preparação | -0.104 (0.120) | -0.092 (0.169) | -0.098 (0.117) | -0.162 (0.113) | -0.172 (0.174) |
| Índice de Aprovação | -0.128*** (0.020) | -0.129*** (0.019) | -0.136*** (0.025) | -0.144*** (0.051) | -0.147*** (0.044) |
| Índice de Implementação | 0.083** (0.039) | 0.076*** (0.028) | 0.081 (0.050) | 0.078 (0.059) | 0.088 (0.059) |
| Índice de Herfindahl | | 1.141* (0.664) | | | 0.323 (0.492) |
| Dimensão do governo | | | | -0.023*** (0.009) | -0.018 (0.013) |
| Dimensão do país | | | | -0.051 (0.058) | -0.034 (0.023) |
| Preparação para a UEM | | | | -1.911*** (0.292) | -2.015*** (0.346) |
| PEC | | | | -0.559*** (0.165) | -0.593*** (0.138) |
| Novos membros | | | | -1.430*** (0.278) | -1.579*** (0.462) |
| Número de observações | 41 | 41 | 41 | 41 | 41 |
| Número de países | 23 | 23 | 23 | 23 | 23 |
| R-quadrado | 0.168 | 0.229 | 0.184 | 0.490 | 0.520 |

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Estimação por OLS com correção dos erros-padrão do painel, utilizando médias de 10 anos. Desvios-padrão entre parênteses. Asteriscos, *, **, ***, representam, respetivamente, níveis de significância estatística de 10, 5 e 1%. O termo constante não é incluído, bem como outras variáveis explicativas, que são incluídas no quadro 2, devido a limitações de espaço. A volatilidade da política orçamental discricionária foi obtida a partir do logaritmo do desvio-padrão dos resíduos da Equação (1), com a taxa de crescimento real da despesa pública primária como variável dependente.

4. Análise de robustez

Nesta secção, são realizadas algumas análises de robustez de modo a verificar se as conclusões inferidas a partir das estimações principais podem ser estendidas de duas formas: (i) através do uso de uma medida alternativa de despesa pública na equação (1); e (ii) através da aplicação de uma especificação alternativa para a função de reação da política orçamental, de modo a obter a medida de volatilidade da política orçamental discricionária.

Em primeiro lugar, a variável despesa pública primária real é substituída pelo consumo público real na equação (1), como *proxy* para a despesa pública. Deste modo pretende-se testar se uma medida de política orçamental menos abrangente, que tem sido amplamente utilizada pela maioria dos estudos que utilizam amostras com muitos países, continua a corroborar a validade dos resultados encontrados. Reestimando diferentes especificações das colunas (5) dos quadros anteriores (quadro 2 e quadro 3), obtêm-se as colunas (1) e (2) do quadro 4. Globalmente, os resultados parecem um pouco dececionantes, dado que a volatilidade da política orçamental em geral parece não ser estatisticamente afetada pela qualidade das instituições (as primeiras sete variáveis explicativas). Por outro lado, a dimensão do governo e a dimensão do país continuam a ser estatisticamente significativas, e associadas a menores níveis de volatilidade da política orçamental. A constatação de que as instituições orçamentais não são importantes para explicar a volatilidade do consumo público pode estar associada ao facto de se estar a lidar com uma medida menos exaustiva de política orçamental. Com efeito, o consumo público deixa de fora itens importantes da despesa pública, tais como a formação bruta de capital fixo (FBCF), os subsídios e prestações sociais, exceto transferências em espécie, outras transferências correntes e transferências de capital, que podem não estar a captar todas as medidas discricionárias tomadas pelos governos.

A fim de provar que é, de facto, a exclusão da maioria desses itens da medida de despesa pública que está a influenciar os resultados, vai-se utilizar a maior componente da despesa primária, que não está incluída no consumo público. Esta componente é transferências sociais, que representa, em média, cerca de 36 por cento da despesa primária na amostra de países considerada para o período 2000-2007. Usando a mesma metodologia da aplicada anteriormente, obtêm-se uma nova medida de volatilidade da política orçamental discricionária através da utilização da taxa de crescimento real das transferências sociais como variável dependente na equação (1). As novas estimações confirmam a suspeita inicial de que a volatilidade das transferências sociais é altamente sensível à qualidade das instituições (colunas (3)-(4) do quadro 4). Na verdade, estas regressões produzem resultados qualitativamente similares aos obtidos nos quadros 2 e 3. Neste contexto, os resultados da secção 3, onde foi utilizada a despesa pública primária na regressão do primeiro passo, parecem estar a ser principalmente impulsionados pelas transferências sociais.

Em segundo lugar, apresenta-se um modo alternativo de calcular a medida de política orçamental discricionária, através de uma típica função de reação da política orçamental, onde os gastos do governo reagem às flutuações cíclicas, à evolução passada da dívida pública, e aos seus próprios valores desfasados:

$$G_{i,t} = \alpha_i + \beta_i Gap_{i,t} + \gamma_i D_{i,t-1} + \delta_i G_{i,t-1} + \omega_{i,t} \quad (8)$$

onde a volatilidade do termo de erro (σ_i^ω) específica de cada país é novamente interpretada como a dimensão típica de uma alteração discricionária na política orçamental no país i . G representa a despesa primária ajustada do ciclo (CAPE), Gap é o hiato do produto medido como a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial, ao passo que D é a dívida pública bruta. Todas as variáveis estão expressas em percentagem do produto potencial, calculado de acordo com o método da função de produção. Para evitar a possibilidade de existência de endogeneidade, são usados como instrumentos para o hiato do produto dois níveis de desfasamento do próprio hiato do produto, a inflação desfasada e o logaritmo do preço de petróleo.

À semelhança do que foi feito anteriormente, toma-se o logaritmo do desvio-padrão dos resíduos como a medida de volatilidade da política orçamental discricionária. Em geral, os resultados das colunas (5) e

(6) do quadro 4 confirmam que as instituições orçamentais desempenham um papel fundamental na redução da volatilidade da política orçamental. Mas, enquanto as variáveis de regras orçamentais exibem um impacto negativo forte, e estatisticamente significativo sobre a volatilidade da política orçamental, os resultados para as variáveis de governação orçamental são mais fracos, já que apenas a *fase de Preparação* tem o sinal negativo esperado.

Em resumo, a análise de robustez mostrou que os resultados são menos claros quando se usa o consumo público, em vez da despesa primária, como a *proxy* para os gastos públicos. O que se defende, no entanto, é que é a despesa primária, a medida mais abrangente de gastos públicos, que deve ser usada quando se pretende medir todas as políticas discricionárias de despesa pública realizadas pelos governos. Usando essa medida mais ampla, que inclui, *inter alia*, as transferências sociais, chegar-se-ia à conclusão de que as instituições orçamentais são realmente importantes para reduzir a volatilidade da política orçamental na Europa.

Quadro 4

| ANÁLISE DE ROBUSTEZ VARIÁVEL DEPENDENTE: VOLATILIDADE DA POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA | | | | | | |
|---|----------------------|---------------------|------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Consumo público | | Transferências sociais | | CAPE | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Índice de Regras Orçamentais | -0.157 (0.205) | | -0.057** (0.027) | | -0.175*** (0.061) | |
| Índice de Regras sobre a Despesa | | 0.104 (0.114) | | 0.172* (0.102) | | -0.110*** (0.004) |
| Índice de Regras sobre o S.O. e Dívida | | -0.240* (0.135) | | -0.546*** (0.046) | | -0.086*** (0.022) |
| Índice de Delegação | -0.107 (0.202) | | -0.180*** (0.042) | | 0.063 (0.079) | |
| Índice de Preparação | | -0.018 (0.260) | | -0.343** (0.142) | | -0.326** (0.158) |
| Índice de Aprovação | | -0.094 (0.084) | | -0.079 (0.117) | | 0.081** (0.032) |
| Índice de Implementação | | 0.010 (0.123) | | 0.379*** (0.078) | | 0.367*** (0.068) |
| Índice de Herfindahl | -0.516 (1.852) | -0.656 (2.034) | -2.755*** (1.029) | -3.120*** (0.710) | -0.078 (0.142) | 0.232 (0.172) |
| Dimensão do governo | -0.039*** (0.013) | -0.046** (0.022) | -0.044*** (0.003) | -0.048*** (0.019) | 0.005 (0.023) | 0.032*** (0.009) |
| Dimensão do país | -0.190** (0.075) | -0.181* (0.105) | -0.293*** (0.037) | -0.050 (0.065) | -0.035** (0.017) | 0.076*** (0.022) |
| Preparação para a UEM | 0.401 (0.492) | 0.419 (0.350) | -0.996** (0.389) | -1.389*** (0.264) | -0.996*** (0.365) | -1.926*** (0.180) |
| PEC | 0.288*** (0.111) | 0.275** (0.119) | -0.200 (0.171) | -0.585*** (0.108) | -0.100 (0.166) | -0.178** (0.078) |
| Novos membros | 0.380 (1.382) | 0.446 (1.273) | -1.601* (0.854) | -2.049*** (0.528) | -0.377 (0.423) | -1.394*** (0.166) |
| Número de observações | 44 | 44 | 42 | 42 | 38 | 38 |
| Número de países | 23 | 23 | 23 | 23 | 23 | 23 |
| R-quadrado | 0.716 | 0.738 | 0.691 | 0.789 | 0.340 | 0.611 |

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Estimação por OLS com correção dos erros-padrão do painel, utilizando médias de 10 anos. Desvios-padrão entre parênteses. Asteriscos, *, **, ***, representam, respetivamente, níveis de significância estatística de 10, 5 e 1%. O termo constante não é incluído, bem como outras variáveis explicativas devido a limitações de espaço. A volatilidade da política orçamental discricionária foi obtida a partir do logaritmo do desvio-padrão dos resíduos da Equação (1) para as colunas (1)-(4), e a partir da Equação (8) para as colunas (5)-(6). As variáveis dependentes utilizadas nas regressões do primeiro passo foram as seguintes. Colunas (1)-(2): a taxa de crescimento real do consumo público; Colunas (3)-(4): a taxa de crescimento real das transferências sociais; Colunas (5)-(6): o rácio do CAPE em relação ao PIB potencial.

5. Observações finais

Este artigo fornece evidência de um impacto negativo, de magnitude considerável e, estatisticamente significativo da qualidade das instituições orçamentais sobre a volatilidade da despesa pública nos países da UE. É provavelmente o caso em que países com mais procedimentos e controlos sobre as finanças públicas tornam mais difícil aos governos alterarem a política orçamental por razões não relacionadas com o estado atual da economia. Este resultado reforça a necessidade de um desenho institucional adequado e bem definido das regras e procedimentos orçamentais.

Os resultados obtidos também confirmam as constatações de Furceri e Poplawski (2008), de que países maiores têm em média menos volatilidade nos gastos públicos, dado que recorrem menos à despesa pública para fins de *fine tuning* e dado que os governos de países de maior dimensão populacional podem fazer a provisão de bens públicos de uma forma menos volátil. As estimações também oferecem evidência adicional sobre a função estabilizadora que governos maiores exercem, já que países com um peso maior do setor público no PIB têm gastos públicos mais estáveis e os estabilizadores automáticos são maiores, induzindo menor volatilidade dos gastos discricionários.

O que parece ser uma surpresa, e que, de facto, contrasta com os resultados obtidos em outros trabalhos, refere-se à insignificância da maioria dos fatores políticos. Na verdade, com exceção do índice de Herfindahl que sugere que uma elevada concentração de assentos parlamentares em poucos partidos iria aumentar a volatilidade da despesa pública, nenhuma das variáveis políticas acaba por ser estatisticamente significativa. Essas descobertas podem estar relacionadas com o facto de se estar a lidar com os países da UE que têm mais semelhanças políticas do que se poderia inicialmente suspeitar. Em geral, as variáveis binárias, a preparação para a UEM e PEC, têm o sinal esperado, apontando para níveis mais baixos de volatilidade da política discricionária. Além disso, os resultados para a maioria dos novos membros da UE também apontam para níveis mais reduzidos de volatilidade, refletindo as recentes melhorias nas finanças públicas, a fim de cumprirem os requisitos para a adesão à UE.

A análise no presente artigo é, no entanto, um pouco condicionada pelo facto dos resultados serem sensíveis à escolha da medida utilizada para a despesa pública. Se se escolhesse o consumo público, uma medida menos abrangente de despesa pública, em vez da despesa primária (usada nos principais resultados), nenhuma das variáveis que medem a qualidade das instituições teria significância estatística. Este é um resultado interessante, lançando alguma luz sobre as possíveis limitações de estudos anteriores (Fatás e Mihov (2003) e Afonso *et al.* (2010)), onde foi usado o consumo público como medida dos gastos públicos. Na verdade, os resultados obtidos neste artigo implicam que uma medida mais abrangente de política orçamental é capaz de captar melhor todas as medidas discricionárias tomadas pelos governos. Mais concretamente, as estimações sugerem que as transferências sociais, uma rubrica importante da despesa pública primária que não está incluída no consumo público, estão de facto a conduzir os resultados. Ao utilizar uma medida mais ampla para a despesa pública, é de crer que se tenha construído uma melhor medida de *discricionariade*, que foi definida como o conjunto de políticas do governo que não representa reações a mudanças nas condições económicas e que pode apenas refletir preferências políticas.

Em conclusão, através do estudo dos efeitos de restrições orçamentais explícitas e implícitas sobre a volatilidade da política orçamental, o presente artigo contribui para o debate sobre como melhorar e chegar a um quadro institucional ótimo da política orçamental. Embora os resultados obtidos apontem para o fortalecimento das instituições orçamentais, cada caso deve ser considerado individualmente, tendo em conta o contexto institucional e económico prevalecente, e avaliando as vantagens e desvantagens da aplicação de determinadas restrições. Na verdade, existem alguns países que estão mais expostos e vulneráveis a choques externos e, portanto, poderia ser preferível ter mais flexibilidade para responder a esses choques, minimizando dessa forma os custos económicos das restrições e deliberadamente deixando a volatilidade aumentar.

A presente análise oferece diversas possibilidades para estudos futuros. Poder-se-iam explorar outras bases de dados relativas à *proxy* para a qualidade das instituições, por exemplo sobre comités orçamentais independentes. Poder-se-ia também testar, seguindo Fatás e Mihov (2006), se os benefícios decorrentes da imposição de restrições iriam compensar os efeitos negativos da perda de flexibilidade para responder a choques no produto. Outra extensão possível, de acordo com Fabrizio e Mody (2008), seria identificar o que é que determina o enquadramento institucional vigente nos países da UE.



Anexo

Quadro 5

| ÍNDICE DE DELEGAÇÃO E POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA | | | | | | |
|---|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| VARIÁVEL DEPENDENTE: VOLATILIDADE DA POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA | | | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) VI |
| Índice de Delegação | -0.132** (0.054) | -0.033*** (0.010) | -0.157** (0.067) | -0.202*** (0.044) | -0.199*** (0.059) | -0.388* (0.231) |
| Índice de Herfindahl | | 2.066** (0.967) | | | 1.723** (0.867) | 0.995 (1.397) |
| Dimensão do governo | | | | -0.034*** (0.006) | -0.028*** (0.007) | -0.031* (0.019) |
| Dimensão do país | | | | -0.138*** (0.046) | -0.124*** (0.025) | -0.188** (0.080) |
| Número de observações | 56 | 56 | 56 | 56 | 56 | 41 |
| Número de países | 23 | 23 | 23 | 23 | 23 | 23 |
| R-quadrado | 0.063 | 0.181 | 0.078 | 0.372 | 0.418 | 0.415 |
| Teste OID (valor-p) | | | | | | 0.402 |

Quadro 6

| ÍNDICE DE REGRAS ORÇAMENTAIS E POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA | | | | | | |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|
| VARIÁVEL DEPENDENTE: VOLATILIDADE DA POLÍTICA ORÇAMENTAL DISCRICIONÁRIA | | | | | | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) VI |
| Índice de Regras Orçamentais | -0.142*** (0.031) | -0.089*** (0.023) | -0.155*** (0.035) | -0.214*** (0.022) | -0.172*** (0.032) | -0.343* (0.185) |
| Índice de Herfindahl | | 1.055 (0.717) | | | 0.905*** (0.183) | -0.457 (1.895) |
| Dimensão do governo | | | | -0.022*** (0.008) | -0.017** (0.007) | -0.026* (0.017) |
| Dimensão do país | | | | -0.138*** (0.026) | -0.095*** (0.023) | -0.042 (0.097) |
| Número de observações | 41 | 41 | 41 | 41 | 41 | 41 |
| Número de países | 23 | 23 | 23 | 23 | 23 | 23 |
| R-quadrado | 0.060 | 0.161 | 0.072 | 0.383 | 0.431 | 0.400 |
| Teste OID (valor-p) | | | | | | 0.535 |

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Estimação por OLS com correção dos erros-padrão do painel, utilizando médias de 10 anos. Desvios-padrão entre parênteses. Asteriscos, *, **, ***, representam, respetivamente, níveis de significância estatística de 10, 5 e 1%. Devido a limitações de espaço, apenas são incluídas algumas variáveis. A variável dependente é a mesma da usada no quadro 2. Na coluna 6 do quadro 5, os instrumentos utilizados para o índice de Delegação são: uma variável binária para países com delegação na execução do orçamento, uma variável que contabiliza o número de alterações no governo, e seis indicadores de *Worldwide Governance*, nomeadamente, opinião e responsabilização, estabilidade política e ausência de violência, eficácia governamental, qualidade regulamentar, Estado de Direito, e controlo da corrupção (ver Kaufmann *et al.* (2009) para mais detalhes). Na coluna 6 do quadro 6, os instrumentos usados para o índice de Regras Orçamentais são os mesmos, com exceção de uma variável binária para países que regem o seu processo orçamental sobretudo através de compromisso em matéria de contratos orçamentais, que substitui a variável binária de delegação. O teste de sobreidentificação das restrições (OID), ou também apelidado de teste de Sargan, gera o valor-p de um teste em que os instrumentos não estão correlacionados com os resíduos.

Quadro 7

| ESQUEMA DE CODIFICAÇÃO PARA CADA FASE DO PROCESSO ORÇAMENTAL | |
|---|----------------------|
| Fase de Preparação | Codificação numérica |
| 1. Restrição geral | |
| Despesa e dívida em percentagem do PIB | 4 |
| Despesa em percentagem do PIB ou regra de ouro ou limite ao endividamento público | 3 |
| Saldo orçamental e dívida em percentagem do PIB | 2 |
| Saldo orçamental em percentagem do PIB | 1 |
| Nenhuma restrição | 0 |
| 2. Definição da agenda | |
| MF ou PM determinam os parâmetros orçamentais a serem respeitados pelos ministérios | 4 |
| MF propõe normas orçamentais a serem votadas pelo conselho de ministros | 3 |
| Conselho de ministros decide primeiro sobre normas orçamentais | 2 |
| MF ou conselho de ministros recolhe propostas sujeitas às diretrizes pré-acordadas | 1 |
| MF ou conselho de ministros recolhe propostas dos ministérios | 0 |
| 3. Estrutura das negociações | |
| Ministério das Finanças mantém negociações bilaterais com cada um dos ministérios | 4 |
| Ministério das Finanças mantém negociações multilaterais | 2 |
| Todos os membros do governo envolvidos em conjunto | 0 |
| Fase de Aprovação | |
| 4. Alterações parlamentares ao orçamento | |
| Não são permitidas, ou no caso de serem obrigam à apresentação de medidas de compensação | 4 |
| Não necessitam de contrapartidas | 0 |
| 5. Poder relativo do executivo face ao parlamento; pode causar a queda do governo? | |
| Sim | 4 |
| Não | 0 |
| 6. Sequência da votação | |
| Votação inicial sobre os limites globais do orçamento ou sobre os agregados | 4 |
| Votação final sobre os limites globais do orçamento ou sobre os agregados | 0 |
| Fase de Implementação | |
| 7. Procedimento para reagir a uma deterioração do défice orçamental devido à quebra imprevista | |
| MF pode bloquear a despesa pública | 4 |
| MF não pode bloquear a despesa pública | 2 |
| 8. Transferências de despesa entre rubricas (i.e. nos orçamentos dos ministérios) | |
| Não permitido | 4 |
| Só possível ao nível intradepartamental com o consentimento do MF | 3.2 |
| Só possível ao nível intradepartamental | 2.56 |
| Requerem aprovação do parlamento | 1.92 |
| Apenas se previsto no orçamento inicial ou com a aprovação do MF | 1.28 |
| Limitadas | 0.64 |
| Ilimitadas | 0 |
| 9. Alterações na lei do orçamento durante a execução | |
| Somente nova legislação orçamental a ser passada sob as mesmas regras que o orçamento corrente | 4 |
| Requere a aprovação do parlamento | 2 |
| À total discrição do governo | 0 |
| 10. Transição de fundos não utilizados para o ano fiscal seguinte | |
| Não permitido | 4 |
| Limitada e exige autorização pelo MF ou parlamento | 2.66 |
| Limitada | 1.33 |
| Ilimitada | 0 |

Fonte: Hallerberg et al. (2007) e Fabrizio e Mody (2008).

Referências

- Afonso, A., Agnello, L. e Furceri, D. (2010), "Fiscal policy responsiveness, persistence, and discretion", *Public Choice* 145(3-4), 503–530.
- Afonso, A. e Furceri, D. (2010), "Government size composition, volatility and economic growth", *European Journal of Political Economy* 26(4), 517–532.
- Afonso, A. e Hauptmeier, S. (2009), "Fiscal behaviour in the EU: Rules, fiscal decentralization and government indebtedness", *Working Paper Series* 1054, European Central Bank.
- Albuquerque, B. (2011), "Fiscal institutions and public spending volatility in Europe", *Economic Modelling* 28(6), 2544–2559.
- Alesina, A. (1987), "Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game", *Quarterly Journal of Economics* 102(3), 651–678.
- Alesina, A. e Bayoumi, T. (1996), "The costs and benefits of fiscal rules: Evidence from U.S. states", *Working Paper* 5614, NBER.
- Debrun, X., Moulin, L., Turrini, A., Ayuso-i Casals, J. e Kumar, M. (2008), "Tied to the mast? National fiscal rules in the European Union", *Economic Policy* 23(54), 297–362.
- Fabrizio, S. e Mody, A. (2006), "Can budget institutions counteract political indiscipline?", *Economic Policy* 21(48), 690–739.
- Fabrizio, S. e Mody, A. (2008), "Breaking the impediments to budgetary reforms: Evidence from Europe", *Working Paper* 82, International Monetary Fund.
- Fatás, A. e Mihov, I. (2003), "The case for restricting fiscal policy discretion", *Quarterly Journal of Economics* 118(4), 1419–1447.
- Fatás, A. e Mihov, I. (2006), "The macroeconomic effects of fiscal rules in the US states", *Journal of Public Economics* 90(1-2), 101–117.
- Furceri, D. e Poplawski, M. (2008), "Government spending volatility and the size of nations", *Working Paper Series* 924, European Central Bank.
- Hallerberg, M., Strauch, R. e von Hagen, J. (2007), "The design of fiscal rules and forms of governance in European Union countries", *European Journal of Political Economy* 23(2), 338–359.
- Kaufmann, D., Kraay, A. e Mastruzzi, M. (2009), "Governance matters VIII: Aggregate and individual governance indicators 1996-2008", *Policy Research Working Paper* 4978, World Bank.
- Nordhaus, W. (1975), "The political business cycle", *Review of Economic Studies* 42(2), 169–190.
- Persson, T. e Tabellini, G. (2001), "Political institutions and policy outcomes: What are the stylized facts?", *Discussion Paper* 2872, CEPR.
- Stokey, N. (2003), "Rules versus discretion" after twenty-five years, M. Gertler e K. Rogoff, eds, 'NBER Macroeconomics Annual 2002', NBER, MIT Press, pp. 9–45.

O CUSTO DE BEM ESTAR DA INFLAÇÃO COM TRIBUTAÇÃO DISTORCIONÁRIA*

Bernardino Adão** | André C. Silva***



RESUMO

Mostramos que o custo de bem-estar diminui quando se tem em conta que a tributação é distorcionária. As estimativas do custo de bem-estar usualmente consideram que os governos podem usar tributação lump sum para financiar os gastos. Contudo na realidade, os governos só usam tributação distorcionária, como impostos sobre o rendimento ou consumo. Quando apenas a tributação distorcionária está disponível, o governo pode diminuir a dimensão da distorção provocada pela taxa de imposto compensando a diminuição das receitas de imposto com as receitas geradas com a inflação. Comparamos o caso em que o governo tem acesso a impostos lump sum com o caso em que só pode usar um imposto distorcionário sobre o rendimento do trabalho. Estimamos que o custo de bem-estar dum aumento da taxa de inflação de 0% para 10% por ano quando se usa tributação distorcionária em vez de impostos lump sum decresce, em percentagem do rendimento, de 1.3% para 0.8%.

1. Introdução

A convicção popular é que a inflação é prejudicial, mas em geral os seus efeitos não são bem compreendidos. Tal deve-se ao facto dos efeitos da inflação serem muito variados e até subtis.

A inflação pode ter efeitos redistributivos importantes. Surpresas na taxa de inflação conduzem a redistribuições no rendimento e na riqueza entre vários grupos na população. Aumentos não esperados na inflação redistribuem riqueza dos credores para os devedores, e reduções não esperadas na inflação redistribuem riqueza no sentido contrário. Este princípio aplica-se a outros contratos financeiros para além dos contratos de empréstimo. Em geral quem tem ativos financeiros cujo rendimento nominal não está totalmente indexado à inflação perde com aumentos não esperados da inflação e ganha com diminuições não esperadas desta. Por exemplo, uma taxa de inflação superior ao esperado redistribui riqueza para a população mais jovem, porque em geral a população mais idosa tem uma maior quantidade de ativos nominais. A inflação também redistribui rendimento daqueles que têm rendimentos nominais fixos para aqueles que têm rendimentos variáveis que seguem a inflação. Dois exemplos: uma inflação acima das expectativas implica uma deterioração na pensão real dos pensionistas e uma redução no salário real dos trabalhadores com contrato. A redistribuição de rendimento também pode ocorrer entre fronteiras. Quando a taxa de câmbio está fixa, uma taxa de inflação maior num dos países vai tornar as exportações desse país mais caras e afetar a balança comercial.

* As opiniões expressas neste 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.

*** Nova School of Business and Economics, Universidade Nova de Lisboa.

Além disso uma taxa de inflação variável torna difícil distinguir variações nos preços relativos de variações no nível geral de preços e provoca uma perda de eficiência na afetação de recursos na economia. Suponhamos, por exemplo, que uma empresa espera que a inflação seja baixa, mas de facto a inflação é alta. Quando a empresa toma consciência de que o preço do bem que produz está a aumentar mais depressa que o esperado, a empresa pode ser levada a crer que houve um aumento da procura pelo bem que produz. Como confunde um aumento na inflação com um aumento na procura pelo seu produto, pode ser levada a aumentar a produção. Se este comportamento for repetido por várias empresas haverá um aumento na oferta agregada que conduz a um nível distorcido de produção na economia.

Os custos de menu são ainda outro efeito da inflação. Este custo refere-se aos recursos gastos pelos vendedores de serviços e bens para ajustar os preços de modo que estes estejam de acordo com a taxa de inflação. A designação deste conceito está associada à imagem dos restaurantes a incorrerem em despesas de impressão de cardápios novos com preços mais elevados para os seus pratos, à medida que os ingredientes que usam sobem de preço.

A inflação tem também efeitos sobre o sistema de tributação. A inflação faz aumentar as taxas marginais de imposto efetivas. Se as tabelas da taxa marginal de imposto forem especificadas em termos nominais, ou não forem totalmente indexadas à inflação, os contribuintes são empurrados para taxas marginais mais altas pelo efeito da inflação. Por outro lado, o efeito da inflação sobre a depreciação permitida pelo código de tributação sobre as empresas desincentiva o investimento produtivo. O valor da depreciação que as empresas podem fazer depende do valor histórico do seu capital físico, de modo que o valor real da depreciação diminui quando há inflação. Um problema semelhante ocorre com os ganhos de capital nos ativos. Se o preço de compra for tomado ao valor histórico, então os investidores serão tributados por mais-valias numa venda mesmo quando o valor real do ativo não se alterou.

As consequências distributivas da inflação são regressivas. Como a elasticidade rendimento da procura por moeda é inferior a um, o imposto inflação é regressivo, os contribuintes mais ricos pagam uma proporção menor do seu rendimento como imposto inflação do que os contribuintes mais pobres.

A inflação é um imposto e como todos os impostos introduz distorções na economia, implica um menor rendimento disponível para os agentes privados e uma receita para o governo. Uma parte pode ser recuperada pelos agentes privados através de mais serviços públicos ou menor carga fiscal, no entanto como os agentes vão reduzir a sua procura por moeda vão ter mais dificuldade em fazer as suas transações. Ao contrário dos outros custos de inflação, referidos acima, este tipo de custo não desaparece quando os agentes económicos são homogéneos e os preços são completamente flexíveis.

Neste artigo quantificamos apenas este efeito da inflação. Assim, o valor do custo a que chegamos é o limite inferior do custo total da inflação. Fazemos a nossa análise num contexto em que a inflação é totalmente antecipada. Determinamos os efeitos reais da inflação, quando as expectativas de inflação dos agentes económicos coincidem com o valor da inflação e quando o aumento da inflação tem um impacto nulo na receita fiscal. A variação no bem-estar social causada por um aumento da inflação neste contexto é conhecida na literatura como o custo de bem-estar da inflação.

A experiência que temos em mente é uma em que o Governo aumenta a quantidade de moeda em 10% todos os períodos e a receita que excede a necessária para financiar o consumo público é devolvida aos agentes económicos. Adicionalmente, todos os contratos podem ser ajustados à taxa de inflação e todos os agentes económicos sabem qual vai ser o valor da taxa de inflação. Assim, todos os agentes económicos incorporam o aumento da taxa de inflação nos seus planos e todas as decisões incorporam a variação na taxa de crescimento dos preços: as rendas das casas, os contratos de trabalho, as taxas de juro nos empréstimos, os escalões nos impostos sobre o rendimento, etc., são ajustadas para cima em 10% todos os períodos.

A literatura é unânime em que este tipo de experiência tem um custo de bem-estar. Esse custo é a perda de eficiência causada pelo imposto inflação. A inflação faz aumentar o custo de oportunidade da moeda,

que é a taxa de juro nominal. Em resultado disso, os agentes económicos substituem as atividades que requerem moeda, como por exemplo o consumo, por atividades que não exigem moeda, como por exemplo o lazer.

Na literatura é assumido que as receitas associadas com o imposto inflação, também conhecidas como receitas de senhoriagem são redistribuídas sob a forma duma transferência *lump sum*. Ao contrário dum imposto sobre o rendimento do trabalho por exemplo, os impostos *lump sum* não afetam a taxa marginal de substituição entre consumo e lazer e por isso não podem cancelar o efeito distorcionário da inflação.

O cálculo do custo de bem-estar provocado pela inflação tem sido feito para vários países desenvolvidos e os resultados obtidos são análogos. A experiência dos E.U.A. no período a seguir à Segunda Guerra Mundial tem sido o mais estudado. A metodologia usada nos primeiros estudos foi introduzida por Bailey (1956), e consistia em medir a área debaixo da curva de procura por moeda. Nos primeiros artigos, Fischer (1981) e Lucas (1981), encontraram um custo de inflação relativamente baixo. Fischer (1981) calculou a perda gerada por um aumento da inflação antecipada de zero para dez por cento em 0.3 por cento do PIB usando a base monetária como a definição de moeda. Lucas (1981) conduziu uma experiência semelhante, tendo encontrado um custo de 0.45 por cento do PIB para uma inflação de dez por cento quando a definição de moeda usada é o M1.

Mais tarde, modelos de equilíbrio geral começaram a ser usados como uma alternativa as estimativas econométricas do triângulo debaixo da curva de procura por moeda. Cooley e Hansen (1989) calibraram uma versão do modelo de ciclos económicos com uma restrição *cash-in-advance*. Encontraram um custo de bem-estar para uma inflação de dez por cento ligeiramente inferior a 0.4 por cento do PIB. Os custos de inflação eram da ordem de magnitude sugerida pelos outros estudos anteriores. Mais recentemente, modelos em que a velocidade de circulação da moeda não é constante têm sido usados. Lucas (1994) e Pakko (1998) discutem os custos de bem-estar da inflação no contexto dum modelo com uma restrição *shopping time* e estimam os custos duma inflação de dez por cento em cerca de 1.3 por cento do *output*. Burstein e Hellwig (2008) consideram um modelo com moeda na função utilidade e obtêm valores semelhantes aos encontrados nos modelos com uma restrição *shopping time*. Silva (2012) adota uma metodologia mais profunda, permitindo aos agentes decidir quando querem alterar a sua carteira de ativos. Ele compara o caso em que o momento da decisão é endógeno com o caso em que o momento é exógeno. Tomando os momentos em que se tomam as decisões de carteira como exógenos, caso em que a velocidade de circulação da moeda é constante, o custo de bem-estar duma inflação de dez por cento é 0.4 por cento do PIB, como em Cooley e Hansen (1989). Por outro lado, quando o momento das decisões de portfolio é tomado como endógeno, a velocidade de circulação da moeda é variável e o custo de bem-estar duma inflação de dez por cento em vez duma inflação de zero por cento é 1.3 por cento do PIB.

Contudo, há dois aspetos duma economia real que estes modelos ignoram: consumo público e tributação distorcionária. Estes aspetos podem ser importantes na contabilização dos benefícios de bem-estar em diminuir a taxa de inflação porque o consumo público é uma parte importante da despesa agregada e porque a tributação *lump sum* não faz usualmente parte do conjunto de instrumentos fiscais disponíveis. As estimativas referidas ignoram esta interação do imposto inflação com os restantes impostos distorcionários. Analisamos esta questão aqui.

Quanto maior for a diferença entre a taxa marginal de substituição entre o consumo e o lazer e a taxa marginal de transformação, maior o grau de ineficiência na economia. A inflação introduz uma discrepância entre estas duas taxas marginais. Com tributação *lump sum*, a variação percentual na discrepância é igual à variação na taxa de inflação. Com tributação distorcionária, a discrepância depende da taxa de inflação e da taxa de imposto sobre o consumo ou sobre o rendimento do trabalho. Mais, a discrepância aumenta se a taxa de inflação aumenta ou se a taxa de imposto aumenta.

Se em vez do imposto *lump sum*, o instrumento fiscal disponível for o imposto sobre o rendimento do

trabalho, então um aumento na taxa de inflação permite uma diminuição na taxa de imposto sobre o rendimento do trabalho. Por isso, em comparação com o caso em que é possível tributação *lump sum*, o impacto na discrepância é menor, uma vez que a taxa do imposto distorcionário e a taxa de inflação se movem em sentidos diferentes. Este artigo confirma esta intuição. Os custos de bem-estar são menores quando não é possível tributação *lump sum*.

Consideramos um modelo Baumol-Tobin de equilíbrio geral para quantificar os benefícios duma redução na inflação antecipada. O modelo é semelhante ao modelo em Silva (2012). Há uma restrição de *cash in advance* para as despesas de consumo, mas as ocasiões em que se fazem as transações financeiras são endógenas. Os modelos usados no passado com velocidade de circulação de moeda variável eram modelos *ad hoc*, com restrições *shopping time* ou moeda na função utilidade. Geralmente é assumido que existe tributação *lump sum*. Em vez disso, assumimos o caso mais verídico, que os instrumentos fiscais disponíveis são distorcionários.

O custo de bem estar duma inflação de dez por cento em vez duma inflação de zero por cento decresce de 1.3 por cento do PIB com tributação *lump sum* para 0.8 por cento com tributação distorcionária. Oitenta pontos base do PIB dos E.U.A. são cerca de 80 biliões de dólares a preços do ano 2000, que é um valor não trivial.

O artigo está organizado do seguinte modo: a secção 2 considera um exemplo simples cujo objetivo é dar a intuição do resultado, a secção 3 especifica o modelo, a secção 4 explica como o equilíbrio de estado estacionário é determinado, a secção 5 contém o resultado sobre o custo da inflação e a secção 6 conclui.

2. Exemplo

A economia tem uma família representativa com preferências sobre consumo e trabalho,

$$u(c, h) = \log c + \alpha \log(1 - h),$$

onde $\alpha > 0$ é um parâmetro. Como discutido em King et al. (1988), estas preferências são compatíveis com *balanced growth path*. Há uma restrição de *cash in advance* que diz que o consumo tem de ser adquirido com moeda

$$c \leq m.$$

A produção é linear no trabalho,

$$y = Ah,$$

onde $A > 0$ é um parâmetro. As empresas pagam salário w igual à produtividade marginal do trabalho

$$w = A.$$

O governo satisfaz a sua restrição orçamental

$$rm + \tau wh + T = g,$$

onde r é a taxa de juro nominal, m é a quantidade real de moeda, τ é a taxa de imposto sobre o rendimento do trabalho, T é o imposto *lump sum* e g é o consumo público. O equilíbrio no mercado do bem implica uma oferta do bem igual à sua procura,

$$y = g + c.$$

A maximização da utilidade por parte da família implica a igualdade entre a taxa marginal de substituição entre o lazer e o consumo e o salário real, tomando em conta os impostos e a taxa de juro nominal,

$$\frac{\alpha c}{1 - h} = \frac{w(1 - \tau)}{1 + r}.$$

O problema de Ramsey para esta economia é maximizar a função utilidade da família representativa sujeita à condição de financiamento do governo, à função produção e à restrição de que o quociente entre a taxa marginal de substituição e a taxa marginal de transformação é igual à discrepância causada pelos instrumentos de política. Formalmente este problema é:

$$\max \left\{ \log c + \alpha \log(1-h) \right\}$$

sujeito a

$$rc + \tau Ah + T = g,$$

$$Ah = g + c,$$

$$\frac{\alpha c}{\frac{1-h}{A}} = \frac{1-\tau}{1+r}.$$

Consideramos dois casos de acordo com os instrumentos de política disponíveis. No primeiro caso, os instrumentos disponíveis são um imposto sobre o rendimento e a taxa de juro nominal. No segundo caso, os instrumentos disponíveis são o imposto *lump sum* e a taxa de juro nominal.

No primeiro caso, com $T = 0$, utilizando as duas primeiras restrições do problema de Ramsey obtemos $\frac{c}{Ah} = \frac{1-\tau}{1+r}$. Usando esta igualdade e a terceira restrição do problema de Ramsey obtemos $h = \frac{1}{1+\alpha}$. Substituindo este valor na função de produção obtemos $c = \frac{A}{1+\alpha} - g$. Sem perda de generalidade, assumimos $\alpha = 2$, $A = 3/2$, e $g = 0.2$. O vetor de afetações (c, h) é $(0.3, 1/3)$. Substituindo na terceira restrição do problema de Ramsey obtemos o valor para a discrepância, $\frac{1-\tau}{1+r} = 0.6$. Há muitas combinações de r e τ que implicam $g = 0.2$ e $\frac{1-\tau}{1+r} = 0.6$, e o mesmo nível de bem estar. Três exemplos: (i) $r = 0$ e $\tau = 0.4$; ou (ii) $r = 2/3$ e $\tau = 0$; ou (iii) $r = 0.1$ e $\tau = 0.34$.

No segundo caso, com $\tau = 0$ e impostos *lump sum*, a solução do problema de Ramsey é não ter qualquer distorção. Dito doutro modo, a afetação ótima é atingida com $r = 0$ e $T = 0.2$. A regra de Friedman verifica-se (Friedman 1969). Qualquer outro par (τ, r) que satisfaça as restrições do problema de Ramsey está associado a um nível de utilidade inferior.

A análise acima permite retirar duas conclusões. Primeiro, quando os impostos lump-sum não fazem parte do pacote de instrumentos de política disponíveis, variar a taxa de juro não tem efeitos de bem-estar uma vez que o imposto sobre o trabalho se reajusta de modo a manter inalterada a discrepância entre as duas taxas marginais fundamentais. Segundo, quando o imposto sobre o trabalho não está disponível, aumentar a taxa de juro nominal implica diminuir o imposto *lump sum* e o bem-estar. Neste caso com uma taxa de juro de 0% não há qualquer distorção entre a taxa marginal de substituição e a taxa marginal de transformação enquanto que com uma taxa de juro de 10%, a distorção entre a taxa marginal de substituição e a taxa marginal de transformação é igual a $\frac{1}{1.1}$.

3. O modelo

Usamos a versão de Silva (2012) do modelo de Baumol-Tobin. A moeda tem de ser usada para comprar bens de consumo, as obrigações recebem juro e há um custo de converter obrigações em moeda. Em resultado disso, as famílias acumulam obrigações durante um certo período de tempo e trocam obrigações por moeda ocasionalmente. A venda intermitente de obrigações por moeda ocorre também nos modelos de Grossman e Weiss (1983), Rotemberg (1984) e, mais recentemente, Alvarez, Atkeson, e Edmond (2009). A diferença é que o momento no tempo em que as transações financeiras ocorrem é endógeno. Além disso consideramos impostos distorcionários e senhoriagem como instrumentos alternativos para financiar o consumo público.

O tempo é um contínuo e representado por $t \in [0, \infty)$. Em todos os momentos funcionam mercados do

bem, do trabalho e de ativos. Há dois ativos: moeda e obrigações nominais. O mercado dos ativos e o mercado do bem estão fisicamente separados.

Há uma massa unitária de famílias com vida infinita com preferências sobre consumo e lazer. As famílias têm duas contas bancárias, uma num banco de investimento com obrigações, e outra num banco comercial com moeda. Assume-se que há um custo fixo em fazer transferências entre contas. Como só a moeda pode ser usada para comprar o bem, as famílias mantêm um *stock* de moeda na sua conta no banco comercial suficientemente grande para fazer face às suas despesas de consumo até à próxima transferência de fundos.

As empresas operam num regime de concorrência perfeita e contratam capital e trabalho para produzir o bem. Há um governo, que tem de financiar as suas despesas com um imposto sobre o rendimento do trabalho e com senhoriagem.

3.1. Empresas

No momento t , as empresas combinam trabalho H_t e capital K_t para produzir bens do momento t . A função produção é Cobb-Douglas,

$$y_t = AK_t^\theta H_t^{1-\theta}, \quad (1)$$

onde y_t é o output, A é um parâmetro tecnológico, e θ é o parâmetro da importância relativa do fator capital na produção, $0 < \theta < 1$.

As empresas maximizam os lucros que são dados por,

$$P_t AK_t^\theta H_t^{1-\theta} - W_t H_t - r_t^k P_t K_t,$$

onde P_t é o preço do bem, W_t é o salário nominal recebido pelo trabalhador, e r_t^k é a renda do capital. A maximização do lucro implica uma procura por trabalho

$$\frac{W_t}{P_t} H_t = (1 - \theta) y_t, \quad (2)$$

e uma procura por capital

$$r_t^k K_t = \theta y_t. \quad (3)$$

3.2. Governo

O governo financia despesas de consumo g_t com impostos sobre o rendimento do trabalho τ e senhoriagem $r_t m_t$, onde r_t é a taxa de juro nominal e m_t é a moeda real.¹ A restrição orçamental do governo é

$$r_t m_t + \tau (1 - \theta) y_t = g_t. \quad (4)$$

¹ Não consideramos impostos sobre o capital porque nesta economia é ótimo não tributar o rendimento do capital.

3.3. Famílias

Como acima referido, cada família tem duas contas, uma conta no banco comercial e outra no banco de investimento. Os fundos depositados na conta no banco de investimento não podem ser usadas para comprar o bem mas recebem juro à taxa r_t^k . Só a moeda na conta do banco comercial pode ser usada para comprar o bem. A transferência de fundos entre contas, como foi dito anteriormente, tem um custo real γ .

A família i vende horas de trabalho $h_t(i)$ e arrenda capital $k_t(i)$ às empresas. O rendimento de trabalho é $W_t(1-\tau)h_t(i)$ e o rendimento do capital é $r_t^k P_t K_t$. O rendimento de trabalho e o rendimento do capital são depositados na conta no banco de investimento. A função utilidade instantânea da família i é

$$u(c_t(i), h_t(i)) = \frac{\left[c_t(i)(1-h_t(i))^\alpha \right]^{1-1/\eta}}{1-1/\eta},$$

onde $1/\eta$ é a aversão relativa ao risco, e α o parâmetro de preferência relativa por lazer $l_t \equiv (1-h_t)$. Estas preferências são compatíveis com uma trajetória de *balanced growth* (King et al. 1988). A família i decide consumo $c_t(i)$, oferta de trabalho $h_t(i)$, capital $k_t(i)$, os momentos das transferências entre contas $T_j(i)$, $j = 1, 2, \dots$, a moeda real na conta no banco comercial $M_t(i)$, e as obrigações na conta no banco de investimento $B_t(i)$ que resolvem o problema

$$\max \sum_{j=0}^{\infty} \int_{T_j}^{T_{j+1}} e^{-\rho t} \frac{\left[c_t(i)(1-h_t(i))^\alpha \right]^{1-1/\eta}}{1-1/\eta} dt$$

sujeito à restrição orçamental intertemporal

$$\sum_{j=1}^{\infty} Q_{T_j(i)} \left[M_{T_j(i)}^+(i) + P_{T_j(i)} \gamma \right] \leq B_0(i) + P_0 k_0(i) + \int_0^{\infty} (1-\tau) W_t h_t(i) dt,$$

e à restrição de *cash in advance*

$$M_{T_j(i)}^+(i) = \int_{T_j(i)}^{T_{j+1}(i)} P_t c_t(i) dt,$$

onde $Q_{T_j(i)}$ é o preço em $t = 0$ numa obrigação que paga um dólar em $T_{j+1}(i)$, e $M_{T_j(i)}^+(i)$ representa a moeda logo após o momento $t = T_j(i)$. Formalmente, $M_{T_j(i)}^+(i) \equiv \lim_{t \rightarrow T_j(i), t > T_j(i)} M_t(i)$.

As condições de primeira ordem deste problema e a resolução para o equilíbrio de estado estacionário são descritas no anexo.

4. Custo de bem-estar

4.1. Custos

Definimos o custo de bem-estar da inflação antecipada como a compensação que é necessária dar às famílias quando a inflação é 10% de modo torná-las indiferentes em relação a uma situação em que a taxa de inflação é 0%.

Seja r a taxa de juro nominal mais baixa e \bar{r} a taxa de juro nominal mais elevada que vigora quando a taxa de inflação é superior. Seja $U(r)$ a utilidade intertemporal agregada de todas as famílias, quando cada uma tem um peso igual, e quando a taxa de juro do estado estacionário é r . Temos²

$$U(r) = \frac{1}{N} \frac{1}{\rho} \int_0^N \frac{\left[c_0 e^{g_c t} \left((1-h_0) e^{g_l t} \right)^\alpha \right]^{1-1/\eta}}{1-1/\eta} dt.$$

Seja $U(\bar{r}, \Delta)$ a utilidade agregada intertemporal de estado estacionário quando cada família recebe compensação Δ e todas as restantes variáveis de equilíbrio são iguais ao seu valor de equilíbrio de estado estacionário quando a taxa de juro nominal é \bar{r} . A compensação que torna as famílias indiferentes entre \bar{r} e r é $\Delta_{r,\bar{r}}$ e é definida como

$$U(\bar{r}, \Delta_r) = U(r, 0).$$

4.2. Calibração e resultados

Consideramos valores usuais para os parâmetros. Usualmente, as estimativas para η , a elasticidade de substituição intertemporal, são valores acima de 0.1 e abaixo de 10. Escolhemos o valor 1 que é o valor usado por Silva (2012), Cooley e Hansen (1989) e Cooley e Hansen (1991). O fator de desconto intertemporal ρ é calibrado de modo que $r = 3\%$ implica uma inflação zero. O custo da transferência interbancária γ é calibrado de modo que $m(r)$ seja igual à média anual histórica para os E.U.A. no período 1900-1997, 3.64%, isto é, $m(3.64) = 0.26$. O parâmetro de preferência relativa por lazer, α , é escolhido de modo que as horas de trabalho são 30% do total de tempo disponível. A fração do rendimento do capital no total do rendimento, θ , é um terço. A taxa de depreciação do capital é 5%, de modo que a fração do investimento na despesa agregada é 19%. O consumo público, g , é tal que corresponde a 18% da despesa quando $r = 3.64$.

O valor de Δ_r associado a um aumento da inflação de 0% para 10% é igual a 0.8% do rendimento gerado na economia.

5. Conclusão

A procura por moeda diminui quando a inflação aumenta. Por isso, a inflação impõe custos de bem-estar sobre as famílias porque estas desviam recursos para serviços financeiros para colmatar a diminuição da procura por moeda. As famílias baixam a procura por moeda aumentando a frequência das transações interbancárias. Em contraste, nos modelos padrão de *cash-in-advance* a frequência dessas transações é fixa. Permitir que a frequência das transações possa variar implica uma procura de moeda mais elástica, que está mais de acordo com os dados, e uma estimativa mais elevada dos custos de inflação.

Em general, variações na inflação implicam reações nos outros instrumentos de política fiscal como o imposto sobre o rendimento do trabalho. Isso acontece se o governo quiser, por exemplo, manter invariante o seu défice. Neste caso, os outros impostos diminuem. Estas variações nos instrumentos de política fiscal têm sido ignoradas na literatura porque se assume que existem impostos *lump sum*.

Fazemos duas modificações em relação à literatura. Primeiro, consideramos que não existe tributação *lump sum*. Segundo, tomamos em consideração que as famílias reagem à política fiscal variando a sua

2 A expressão pode ser escrita como $U(r) = \frac{1}{\rho} \frac{c_0^{1-1/\eta} (1-h_0)^{\alpha(1-1/\eta)}}{1-1/\eta} \frac{e^{(g_c + \alpha g_l)N(1-1/\eta)} - 1}{(g_c + \alpha g_l)N(1-1/\eta)}$.

procura por moeda. Como um aumento de inflação que seja neutral do ponto de vista da receita pública implica uma menor taxa de imposto, a procura por moeda decresce menos e o aumento nos serviços financeiros é menor do que no caso em que os impostos são *lump sum*. Em conclusão, o custo de bem-estar da inflação é menor quando tributação *lump sum* não está disponível.

Referências

- Alvarez, Fernando, Andrew Atkeson, e Chris Edmond (2009). "Sluggish Responses of Prices and Inflation to Monetary Shocks in an Inventory Model of Money Demand", *Quarterly Journal of Economics*, 124(3): 911-967.
- Bailey, Martin (1956). "The Welfare Cost of Inflationary Finance", *Journal of Political Economy*, 64(2): 93-110.
- Baumol, William J. (1952). "The Transactions Demand for Cash: An Inventory Theoretic Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 66(4): 545-556.
- Burstein, Ariel, and Christian Hellwig (2008). "Welfare Costs of Inflation in a Menu Cost Model", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 98(2): 438-443.
- Cooley, Thomas F., e Gary D. Hansen (1989). "The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model", *American Economic Review*, 79(4): 733-748.
- Cooley, Thomas F., e Gary D. Hansen (1991). "The Welfare Costs of Moderate Inflation", *Journal of Money, Credit and Banking*, 23(3): 483-503.
- Friedman, Milton (1969). "The Optimum Quantity of Money. In Friedman, Milton", *The Optimum Quantity of Money and Other Essays*, Aldine: Chicago.
- Grossman, Sanford J., and Laurence Weiss (1983). "A Transactions-Based Model of the Monetary Transmission Mechanism", *American Economic Review*, 73(5): 871-880.
- King, Robert G., Charles I. Plosser, e Sergio T. Rebelo (1988). "Production, Growth, and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model", *Journal of Monetary Economics*, 21(2-3): 195-232.
- Pakko, Michael R. (1998). "Shoe-leather Costs of Inflation and Policy Credibility", *Review of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, Vol. 80, 1998.
- Silva, Andre C. (2012). "Rebalancing Frequency and the Welfare Cost of Inflation" *American Economic Journal: Macroeconomics*.
- Rotemberg, Julio J. (1984). "A Monetary Equilibrium Model with Transactions Costs", *Journal of Political Economy*, 92(1): 40-58.
- Tobin, James (1956). "The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash", *Review of Economics and Statistics*, 38(3): 241-247.

Anexo

Uma das condições de primeira ordem do problema das famílias é a condição intratemporal de substituição entre lazer e consumo

$$\frac{\alpha c_t}{l_t} = (1 - \tau) w(t) e^{-r(t-T_j)}, \text{ para } t \in [T_j(i), T_{j+1}(i)]$$

onde $w_t \equiv \frac{W_t}{P_t}$. As taxas de crescimento do consumo e lazer para cada período entre transferências interbancárias $[T_j(i), T_{j+1}(i)]$, $j = 1, 2, \dots$, são

$$g_c \equiv \frac{\dot{c}}{c} = \frac{\alpha(\eta - 1) - \eta}{1 - \alpha(\eta - 1)} r,$$

e

$$g_l \equiv \frac{\dot{l}}{l} = \frac{1 - \eta}{1 - \alpha(\eta - 1)} r.$$

Em particular se $\eta = 1$ então $g_c = -r$ e $g_l = 0$ em cada período entre transferências interbancárias, isto é, o consumo decresce à taxa de juro nominal e o lazer é constante. Sejam c_0 e h_0 os níveis de consumo e lazer no princípio de cada período entre transferências interbancárias. Temos

$$c_t = c_0 e^{g_c(t-T_j)} \text{ e } 1 - h_t = (1 - h_0) e^{g_l(t-T_j)} \text{ para } t \in [T_j(i), T_{j+1}(i)], j = 1, 2, \dots$$

A condição de primeira ordem para $T_j(i)$ implica

$$c_0 \frac{1 - e^{(r+g_c)N_j(i)}}{\eta - 1} - r c_0 \frac{e^{(\pi+g_c)N_j(i)} - 1}{(\pi + g_c)} - (1 - \theta)(1 - \tau) Y \frac{(1 - h_0) \left(1 - e^{g_l N_j(i)} \right)}{1 - (1 - h_0)(1 - \tau) \frac{e^{g_l N_j(i)} - 1}{g_l N_j(i)}} = \gamma(r - \pi),$$

onde $N_j(i) = T_{j+1}(i) - T_j(i)$.

As condições de primeira ordem para as obrigações e o capital implicam a condição de arbitragem habitual

$$(r_t - \pi_t) = (r_t^k - \delta),$$

que diz que a taxa de rentabilidade real das obrigações, lado esquerdo da igualdade, deve ser igual à taxa de rentabilidade real do capital físico, lado direito da igualdade. Em equilíbrio as famílias devem estar indiferentes entre investir em obrigações e capital.

A procura por moeda no momento t por uma família que fez $j+1$ transferências é $M_t(i) = \int_t^{T_{j+2}(i)} P_s c_s(i) ds$, enquanto que a procura por moeda numa família no momento t que fez j transferências é $M_t(i) = \int_t^{T_{j+1}(i)} P_s c_s(i) ds$, para $j = 1, 2, \dots$. Assim a procura agregada de moeda real no

momento t é $m_t \equiv \int_0^1 M_t(i) di / P_t$.

Estamos interessados em estudar o equilíbrio de estado estacionário desta economia. Como tal, vamos assumir que a distribuição inicial de obrigações e de moeda entre as famílias implica que a economia esteja sempre no estado estacionário. O equilíbrio de estado estacionário tem duas propriedades: todos os períodos entre transferências interbancárias são da mesma dimensão, N , e todas as famílias se comportam de igual modo durante os períodos entre transferências interbancárias. Assim, todas as famílias reajustam a sua carteira do mesmo modo, sendo igual em qualquer momento a fração de famílias que reajusta a sua carteira. Assim a família $i \in [0, 1]$, que ajusta pela primeira vez a sua carteira na data $n(i) \in [0, N)$, também reajusta a sua carteira nas datas $n(i) + jN$ para $j = 1, 2, \dots$.

Como estamos interessados no equilíbrio de estado estacionário, vamos deixar de usar o índice t na notação. Existem nove equações estáticas independentes de equilíbrio do estado estacionário que podem ser usadas para determinar nove variáveis, c_0 , N , τ , m , h_0 , w , Y , K , and H .

As equações de equilíbrio do estado estacionário são:

a função de produção

$$y = AK^\theta H^{1-\theta},$$

a procura por capital

$$(\rho + \pi)K = \theta y,$$

a procura por trabalho

$$wH = (1 - \theta)Y,$$

a oferta agregada de trabalho pelas famílias

$$1 - H = (1 - h_0) \frac{e^{g_t N} - 1}{g_t N},$$

a condição intratemporal das famílias

$$(1 - h_0) = \frac{\alpha c_0}{w(1 - \tau)},$$

a restrição orçamental do governo

$$rm + \tau(1 - \theta)y = g,$$

a condição de equilíbrio no mercado do bem,

$$c_0 \left(\frac{e^{g_c N} - 1}{g_c N} \right) = \left(y - \frac{\gamma}{N} - g - \delta \frac{\theta y}{\rho + \delta} \right),$$

a condição na escolha da duração do período entre transferências bancárias das famílias

$$\begin{aligned} & \frac{rN}{\alpha} \left[\left(\frac{1}{\eta - 1} \right) \left(\frac{e^{rN} - 1}{rN} \right) + \frac{e^{\pi N} - 1}{\pi N} \right] + \frac{\gamma}{w} (r - \pi) \\ & = \left[r \frac{e^{(\pi + g_h)N} - 1}{(\pi + g_h)N} \left(1 + \frac{1}{\alpha} \right) + \left(\frac{1}{\eta - 1} - 1 \right) (r + g_h) \left(\frac{e^{(r + g_h)N} - 1}{(r + g_h)N} \right) \right] N h_0, \end{aligned}$$

e a procura agregada de moeda

$$m = \frac{c_0}{g_c + \pi} \left(e^{g_c N} \frac{e^{\pi N} - 1}{\pi N} - \frac{e^{g_c N} - 1}{g_c N} \right).$$

REVISITANDO A EFICÁCIA DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E ORÇAMENTAL NOS ESTADOS UNIDOS, MEDIDA COM BASE EM MODELOS VAR ESTRUTURAIS*

Manuel Coutinho Pereira**



RESUMO

Neste artigo apresenta-se evidência sobre a variação temporal da eficácia das políticas monetária e orçamental nos Estados Unidos com base em modelos autorregressivos vetoriais (VAR) estruturais. Os resultados para um modelo tradicional de coeficientes fixos, estimado com base em amostras rolantes, apontam para bastante instabilidade das respostas do produto aos choques de política e um claro enfraquecimento ao longo do tempo. No caso dos choques orçamentais, em particular, os multiplicadores assumem sinais não convencionais durante uma parte do período. Quando a variação temporal é incorporada diretamente, através de uma especificação com coeficientes variáveis, o perfil das respostas do produto torna-se mais estável. Neste caso, os resultados indicam uma quase estabilização do impacto da política monetária no período recente, enquanto para a política orçamental continua a ser patente uma quebra.

1. Introdução

A duração e a severidade da mais recente recessão (2008-09) nos Estados Unidos vieram reavivar a discussão sobre o papel estabilizador das políticas monetária e orçamental, na medida em que mostraram que na atualidade poderiam ocorrer flutuações cíclicas de magnitude muito superior às que caracterizaram o período da «Grande Moderação» que precedeu a eclosão da recessão. Tais desenvolvimentos abalaram a convicção de que a política monetária seria suficiente para fazer face aos desequilíbrios (de reduzida dimensão) entre a procura e oferta agregadas, reabrindo o debate sobre o papel estabilizador de cada uma das políticas e a sua interação. Além disso, a reabilitação da importância da política orçamental como instrumento de estabilização veio pôr em evidência a incerteza que prevalece entre os economistas relativamente aos seus efeitos sobre a atividade económica, como demonstrado pela controvérsia em torno do impacto das medidas de estímulo implementadas no decurso da recessão pela Administração Obama. Tal incerteza resulta, antes de mais, das diferentes previsões dos modelos teóricos, com os modelos de cariz neoclássico a postularem impactos da política orçamental sobre o produto mais modestos do que os modelos novo-Keynesianos.

Neste contexto, o papel da investigação empírica sobre os efeitos macroeconómicos das políticas monetária e orçamental assume grande importância. Os modelos VAR estruturais (entre as contribuições iniciais incluem-se Bernanke e Blinder, 1992, e Christiano, Eichenbaum e Evans, 1999, para a política monetária, e Blanchard e Perotti, 2002, para a política orçamental)¹ constituem uma das abordagens mais utilizadas

* O autor agradece os comentários de Nuno Alves, Mário Centeno, Jorge Correia da Cunha e Ana Cristina Leal. As opiniões expressas no artigo são da responsabilidade do autor, não coincidindo necessariamente com as do Banco de Portugal ou do Eurosistema. Eventuais erros e omissões são da exclusiva responsabilidade do autor.

** Banco de Portugal, Departamento de Estudos Económicos.

¹ Considerando como estruturais também os modelos identificados por esquemas recursivos.

para o efeito, na qual a derivação dos choques e dos mecanismos da sua propagação à economia são parte do processo de estimação. No presente artigo revisitam-se e atualizam-se, estendendo o período de estimação até ao presente, resultados sobre as respostas do produto a ambas as políticas no quadro de um modelo VAR estrutural, com especial ênfase na sua variação temporal. Com efeito, diversos estudos têm encontrado evidência de sensibilidade ao período amostral das funções impulso-resposta estimadas no âmbito destes modelos e também de abordagens alternativas como a narrativa, particularmente no caso da política orçamental (por exemplo, Perotti, 2005 e Pereira, 2009b), mas também no caso da política monetária (Boivin e Gianonni, 2006 e Boivin, Kiley e Mishkin, 2010). Ao mesmo tempo, a literatura tem prestado atenção crescente à alteração dos multiplicadores orçamentais em função de «regimes», nomeadamente com origem na posição cíclica da economia ou numa possível não-reação das autoridades monetárias ao efeito dos estímulos orçamentais sobre o produto, por a taxa de juro utilizada na condução da política monetária se encontrar no «limiar inferior igual a zero» (Romer, 2011, Auerbach e Gorodnichenko, 2012, e Christiano *et al.*, 2011).

A medição dos efeitos das políticas sobre a economia é dificultada por vários problemas, designadamente a causalidade bi-direcional entre as variáveis de política e a atividade económica (simultaneidade) e a possibilidade de os agentes modificarem o seu comportamento quando as medidas de política são anunciadas, ainda antes da sua implementação (antecipação). A simultaneidade coloca-se, quer para a política monetária, quer para a política orçamental (fundamentalmente no caso dos impostos e das transferências sociais), enquanto a antecipação deverá ser particularmente relevante para esta última política. Na secção 2 faz-se uma breve discussão sobre o impacto potencial deste problema para a evidência que resulta dos VARs aplicados à política orçamental, uma questão que tem sido objeto de bastante debate.

O modelo em que se baseia a evidência apresentada ao longo do artigo é composto por cinco equações, três das quais são estruturais: uma regra de política monetária e duas equações para as variáveis orçamentais, respetivamente, para os impostos líquidos de transferências e a aquisição de bens e serviços, que captam, ao mesmo tempo, as respostas automáticas à economia e a função de reação do governo. As outras duas equações dizem respeito ao produto e aos preços e não têm uma interpretação estrutural, não se considerando as respostas aos choques com origem nas mesmas. A identificação no mesmo sistema dos dois tipos de choques orçamentais, por um lado, e dos choques monetários, por outro, tem a vantagem de entrar em linha de conta, de forma explícita, com a ortogonalidade entre as várias inovações de política, garantindo uma maior precisão na medição das respostas. Na secção 3 faz-se uma descrição do sistema macroeconómico e das restrições de identificação impostas.

Na secção 4 apresenta-se um primeiro conjunto de resultados empíricos, obtidos através da estimação do sistema descrito numa especificação tradicional com coeficientes fixos. Nesta secção, a variação temporal das respostas é introduzida de modo informal, pela estimação com base numa amostra rolante. Os resultados deste modelo com coeficientes fixos indicam um enfraquecimento significativo do impacto dos choques de política orçamental sobre o produto, nomeadamente a partir de meados da década de 90. Verifica-se ainda, no caso dos impostos líquidos de transferências, um claro acentuar desta tendência quando se incorpora na amostra o período muito recente. Apesar de os modelos VAR estruturais serem frequentemente associados a multiplicadores convencionais e de dimensão significativa, tal como os apresentados na contribuição inicial de Blanchard e Perotti (2002) (ver a resenha apresentada em Ramey, 2011b), uma análise cuidada da variação temporal das funções impulso-resposta põe em causa esta leitura. No caso da política monetária não antecipada, os resultados apontam também para uma atenuação importante dos seus efeitos, ocorrida por volta de 1980, verificando-se desde então uma flutuação acentuada na sua eficácia, e um impacto particularmente reduzido no período recente. Nesta secção procura-se ainda dar uma ideia da repercussão do enfraquecimento do impacto das políticas no seu papel estabilizador no decurso dos episódios recessivos desde meados dos anos 70 até à recessão de 2008-09.

Na secção 5, no quadro do mesmo modelo, introduz-se a variação temporal das respostas de modo formal, através de uma especificação com coeficientes variáveis no tempo, onde se assume que estes seguem

um passeio aleatório. Esta especificação tem a vantagem de incorporar explicitamente a possibilidade de variação temporal dos parâmetros e tem suficiente generalidade para acomodar, quer alterações graduais, quer bruscas, dos mesmos. Neste caso, os resultados são obtidos por recurso a simulações Bayesianas. A especificação com coeficientes variáveis é compatível com um enfraquecimento do papel das políticas ao longo do tempo (mais acentuadamente no caso da política orçamental), mas numa magnitude inferior à implicada pela modelização tradicional de coeficientes fixos. Ainda assim, a evidência contradiz a suposição de uma eficácia acrescida da política orçamental durante o período recente em que a taxa de juro dos *federal funds* se tem mantido no «limiar inferior igual a zero» (Romer, 2011).

2. A antecipação dos choques de política orçamental nos modelos VAR estruturais

A utilização dos modelos VAR na estimação dos efeitos da política orçamental tem sido criticada pela sua falta de robustez face ao problema da antecipação (Ramey, 2011a), designadamente relativamente à abordagem narrativa. Recorde-se que nesta última (representada por contribuições como Romer e Romer, 2004, para a política monetária e Romer e Romer, 2010, Pereira, 2009b, e Ramey, 2011a, para a política orçamental), a caracterização e a quantificação dos choques é feita previamente, usando fontes narrativas ou outras, e o investigador tem inteira flexibilidade na sua datação. Os mecanismos de propagação são estimados numa segunda fase, com base num modelo na forma reduzida.

Com efeito, as alterações do sistema fiscal e muitas medidas do lado da despesa são normalmente anunciadas com antecedência (por exemplo, aquando da apresentação do orçamento) relativamente ao momento da aprovação, podendo existir ainda algum desfaseamento até à sua implementação. Na medida em que os agentes modifiquem o seu comportamento quando tomam conhecimento das medidas, os choques derivados dos VARs estruturais terão, na parte antecipada, uma datação incorreta. Na prática, qual a importância destes efeitos de antecipação? Têm sido realizados estudos micro (ver Johnston *et al.*, 2006, e as referências por eles citadas) que avaliam o comportamento dos agentes quanto estes estão na posse de informação sobre choques fiscais pendentes (as chamadas «natural tax experiments»). Estes estudos tendem a concluir que o pagamento e o re-embolso de impostos têm um impacto contemporâneo sobre o consumo, mesmo quando os agentes os conseguem prever. A este propósito é ilustrativo referir que no estudo de Romer e Romer (2010) acima mencionado, apesar de se utilizar a abordagem narrativa, a datação dos choques fiscais é feita no momento em que a receita é afetada. Não é implausível assumir que as famílias não alisam significativamente o consumo face a alterações antecipadas de pequena dimensão no rendimento disponível. Poder-se-á ainda referir alguma literatura macroeconómica (Ravn e Mertens, 2010) que procura corrigir o efeito da antecipação das inovações na estimação de VARs de política orçamental, concluindo que tal correção não muda qualitativamente a evidência que resulta destes modelos. Deste modo, o fenómeno de antecipação não parece invalidar os resultados que decorrem da estimação dos VARs estruturais, e com maioria de razão no presente estudo, cujo enfoque é na *variação* temporal dos efeitos da política.

3. As equações do sistema e as restrições de identificação

Como se referiu, os resultados apresentados neste artigo são baseados num sistema macroeconómico que inclui cinco variáveis endógenas: os impostos líquidos de transferências (NT_t), a aquisição de bens e serviços (G_t), aproximadamente igual ao consumo e investimento públicos (ver nota de rodapé 4), e o PIB (Y_t), em termos reais e *per capita*, a taxa de juro *federal funds* (FF_t) e a inflação medida pela variação do deflator do PIB (P_t). Os dados têm uma frequência trimestral, sendo o VAR especificado com 4 desfasamentos das variáveis. A opção por um sistema de pequena dimensão, com o número mínimo de variáveis permitindo o estudo conjunto dos efeitos das duas políticas, é justificada pela estimação em amostras rolantes relativamente curtas e pela necessidade de limitar o número de parâmetros nas simulações Bayesianas.

As equações que compõem o sistema na sua forma estrutural, especificando somente a parte contemporânea do modelo, são, na versão com parâmetros fixos (na versão com parâmetros variáveis, estes estão também indexados a t):

$$G_t = a_0 + a_1^* P_t + \text{coeficientes/variáveis endógenas desfasadas} + v_t^G,$$

$$NT_t = b_0 + b_1^* Y_t + b_2 P_t + \text{coeficientes/variáveis endógenas desfasadas} + b_3 v_t^G + v_t^{NT},$$

$$P_t = c_0 + c_1 G_t + \text{coeficientes/variáveis endógenas desfasadas} + v_t^P,$$

$$Y_t = d_0 + d_1 G_t + d_2 NT_t + d_3 P_t + \text{coeficientes/variáveis endógenas desfasadas} + v_t^Y,$$

$$FF_t = e_0 + e_1 G_t + e_2 NT_t + e_3 Y_t + e_4 P_t + \text{coeficientes/variáveis endógenas desfasadas} + v_t^{FF}.$$

A metodologia dos modelos VAR estruturais caracteriza-se por impor restrições de identificação somente sobre os coeficientes contemporâneos, essencialmente restrições de exclusão, enquanto a parte desfasada do modelo é estimada livremente. A hipótese-chave na identificação dos choques orçamentais é assumir-se (segundo Blanchard e Perotti, 2002) que a implementação das medidas tomadas pelo governo em resposta aos desenvolvimentos macroeconómicos não esperados ocorre com, pelo menos, um trimestre de desfasamento. Desta forma, o coeficiente contemporâneo do PIB na equação dos impostos líquidos de transferências capta somente respostas automáticas, designadamente o efeito dos estabilizadores automáticos presentes no sistema fiscal e de transferências sociais. A mesma lógica leva a que o PIB contemporâneo não seja incluído na equação do consumo público, visto que, neste caso, é plausível assumir-se a inexistência de uma resposta automática. Note-se que uma eventual reação sistemática do governo aos desenvolvimentos macroeconómicos, isto é, a regra de política orçamental, estará refletida no bloco dos desfasamentos² (bem como a persistência das variáveis orçamentais e as suas respostas desfasadas à economia). Os impostos líquidos de transferências podem responder dentro do trimestre aos preços, e deixa-se este canal aberto também para o consumo e o investimento públicos visto as variáveis orçamentais serem modelizadas em termos reais.

A ortogonalização das inovações nos impostos líquidos relativamente às inovações no consumo e investimento públicos é feita ordenando esta última variável em primeiro lugar. Trata-se de uma hipótese arbitrária uma vez que a ordenação inversa (considerando os impostos líquidos em primeiro lugar) seria igualmente plausível. Note-se, contudo, que alterações na ordenação das variáveis orçamentais têm um efeito reduzido sobre a estimativa do seu impacto sobre a atividade económica, que constitui o objeto de análise neste estudo. A equação da taxa de juro dos *federal funds* corresponde à regra de política monetária. A identificação das inovações nesta equação segue a hipótese habitual de que as autoridades monetárias observam os desenvolvimentos macroeconómicos não esperados e reagem aos mesmos dentro do trimestre, enquanto variáveis como o produto e os preços respondem com um certo desfasamento a alterações nas taxas de juro. Este esquema de identificação consiste numa versão simplificada do usado em Pereira (2009a). Na versão aqui utilizada, não se permite, por um lado, uma reação dentro

2 Nas regras de política orçamental é habitual incluir-se um motivo de estabilização da dívida pública. No nosso sistema a omissão da dívida justifica-se pelo facto de as ações para lidar com défices acumulados no passado serem aproximadamente exógenas aos desenvolvimentos macroeconómicos correntes. É assim aceitável que as mesmas sejam parte do choque que é usado para avaliar os efeitos da política orçamental. Note-se que a evidência de que a dívida entra de forma significativa nas equações orçamentais de um modelo linear, como o que aqui é estimado, é de qualquer maneira fraca (ver Pereira, 2009a).

do trimestre dos preços aos impostos líquidos. Por outro lado, fecha-se o canal de resposta dos impostos líquidos à taxa de juro em vez do canal recíproco, apesar de existir evidência de uma semi-elasticidade positiva dos impostos à taxa de juro de curto prazo dentro do trimestre. Tais simplificações são, contudo, necessárias na medida em tornam possível a transformação deste esquema de identificação num esquema recursivo com vista à simulação Bayesiana do sistema utilizando os métodos de Carter e Kohn (1994). De notar ainda que aquelas simplificações não interferem de forma significativa com os resultados da análise, uma vez que não se relacionam com a identificação das inovações em cada uma das variáveis relativamente às inovações no produto.

Por último, a fim de que a condição necessária de identificação do sistema, a condição de ordem, seja satisfeita com identificação exata, impõe-se a restrição de não-reação contemporânea dos preços ao produto (ainda que, como foi dito, só se dê uma interpretação estrutural aos choques de política). Refira-se que dois dos coeficientes contemporâneos nas duas primeiras equações - a_1^* e b_1^* - não são estimados mas calibrados, em particular com base em informação institucional sobre impostos e transferências³ (na especificação com parâmetros fixos toma-se o valor médio no período amostral).

4. Eficácia das políticas no modelo com coeficientes fixos

4.1. Respostas do produto aos choques exógenos

Com o esquema de identificação descrito na secção anterior, a especificação com coeficientes fixos pode ser estimada pelo método das variáveis instrumentais ou por um método mais geral como o da máxima verosimilhança. Recorde-se que o modelo é estimado com dados trimestrais - até ao 3º trimestre de 2011 - para o PIB, os impostos líquidos de transferências e a aquisição de bens e serviços em logaritmos dos valores em termos reais e *per capita*, e a taxa de juro dos *federal funds* e a variação do logaritmo do deflator do PIB, em termos anualizados. As séries, excetuando a taxa de juro, são corrigidas de sazonalidade na fonte⁴. A estimação é feita com base numa amostra rolante de 35 anos; todavia, considera-se no início um período amostral de apenas 25 anos, o qual aumenta gradualmente até atingir 35 anos, a fim de ser possível apresentar funções impulso-resposta anteriormente a 1980 (a primeira amostra termina em 1973:1, dado que as observações utilizáveis começam em 1948:2). A apresentação dos resultados para o período anterior a 1980 é importante, designadamente no caso da política monetária para a qual existe evidência de uma quebra de estrutura por volta dessa data. As áreas a sombreado dizem respeito aos períodos de recessão conforme a datação do NBER.

As respostas do produto (em percentagem) aos choques de política monetária e orçamental são apresentadas na gráfico 1, juntamente com bandas de confiança relativas aos percentis 16 e 84,⁵ para quatro

³ No que se segue o método de Blanchard e Perotti (2002), o qual utiliza os valores da elasticidade da taxa do imposto sobre o rendimento relativamente ao salário, calculados por *Giorno et al.* (1995) e posteriormente atualizados por *Girouard e André* (2005).

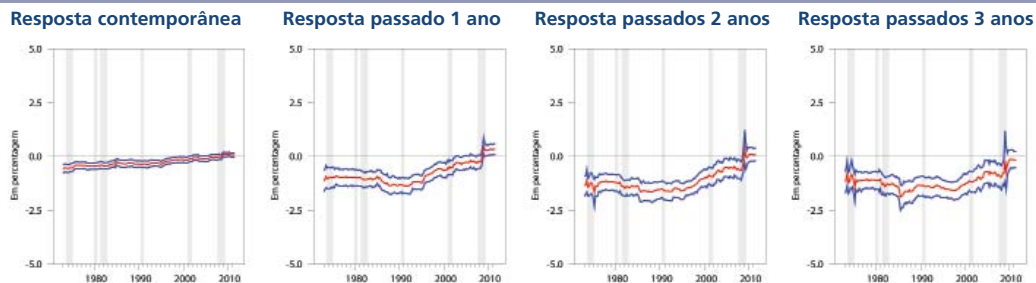
⁴ Os dados orçamentais, o produto, o deflator do produto e a população foram retirados, respetivamente, dos Quadros 3.1, 1.1.5, 1.1.4 e 2.1 das NIPA (*Bureau of Economic Analysis*). De notar que a aquisição de bens e serviços é calculada como o consumo público, excluindo o consumo de capital fixo, somado ao investimento público. A taxa de juro dos *federal funds* foi retirada da base de dados FRED (*Federal Reserve Bank of St. Louis*). Ao contrário das outras séries, disponíveis a partir de 1947:1, esta última série está disponível somente a partir de 1954:3. A fim de não se perderem os valores iniciais da amostra, consideraram-se para 1947:1-1954:2 os valores da taxa de juro dos bilhetes do tesouro a 3 meses. Outros dados usados na calibragem das elasticidades, relativos ao rendimento e transferências sociais, provêm dos Quadros 3.12, 2.1 e 1.10 das NIPA.

⁵ As bandas de confiança são calculadas da seguinte forma: um VAR na forma reduzida é estimado para cada uma das amostras. Com base na estimativa pontual da matriz de covariâncias daí resultante, e assumindo uma distribuição inversa de Wishart, fazem-se extrações daquela matriz (às quais se aplica a decomposição estrutural) e, seguidamente, do vetor dos coeficientes, assumindo uma distribuição normal condicionada à matriz das covariâncias previamente extraída. As estatísticas subjacentes às bandas de confiança são obtidas com base em 1000 extrações.

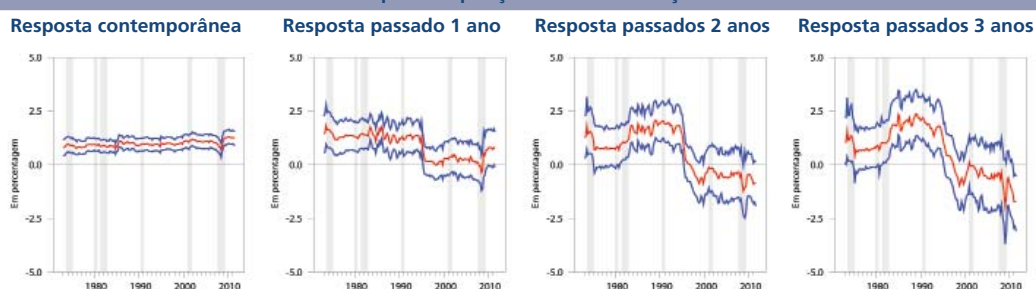
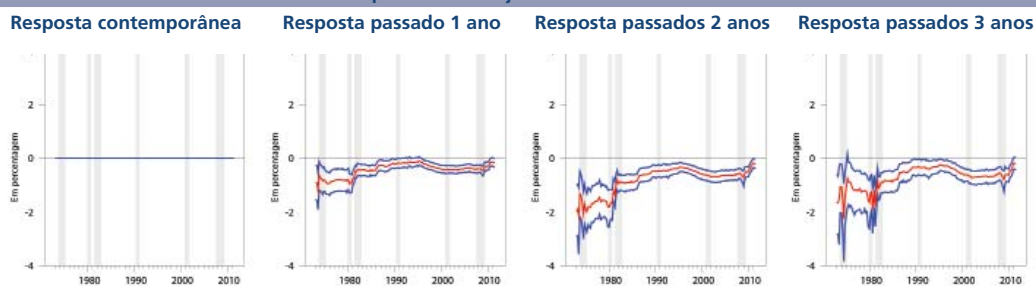
Gráfico 1

PERFIL TEMPORAL DAS RESPOSTAS DO PRODUTO NUM VAR ESTRUTURAL COM COEFICIENTES FIXOS

Choque nos impostos líquidos de transferências



Choque na aquisição de bens e serviços

Choque na taxa de juro dos *federal funds*

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Funções impulso-resposta para os choques de política no modelo VAR estrutural descrito na secção 3 numa especificação com parâmetros fixos, estimada com base em amostras rolantes terminadas na data indicada no eixo (o trimestre final varia entre 1973:1 e 2011:3). O período amostral é de 35 anos, contudo, para as amostras terminadas antes de 1983:1, o período amostral é o máximo permitido pelas observações disponíveis, com um mínimo de 25 anos. Os períodos recessivos estão a sombreado.

horizontes: dentro do trimestre e passados um, dois, e três anos. As datas no eixo dizem respeito à última observação da janela amostral. Os choques sobre as variáveis orçamentais têm a dimensão de 1 por cento do PIB, podendo as respostas ser interpretadas como multiplicadores; os choques de política monetária têm a dimensão de 1 ponto percentual (p.p.) da taxa dos *federal funds*⁶.

No que se refere aos choques de política orçamental, o modelo de coeficientes fixos implica um enfraquecimento do impacto sobre o produto, quer no caso dos impostos líquidos, quer no caso do consumo e investimento públicos. O multiplicador a um ano dos impostos líquidos reduz-se (em valor absoluto) de forma gradual, a partir de meados da década de 90, de entre -1.5 e -1.0 para quase 0, uma década mais tarde. No período muito recente os resultados desta especificação indicam mesmo uma inversão de sinal. Relativamente à persistência (i.e. para horizontes mais longos), o perfil é semelhante, mas não chega a ocorrer a inversão de sinal nos últimos anos. O multiplicador a um ano da aquisição de bens

⁶ Note-se que a escala das respostas poderá diferir relativamente a outros estudos que estimaram modelos VAR de política monetária por se tomar o produto real em termos *per capita*.

e serviços situa-se não longe de 1.5 até meados da década de 90, ocorrendo também por essa altura uma quebra para um nível em torno de zero onde se tem aproximadamente mantido. Nos multiplicadores para horizontes mais longos a quebra agrava-se, com valores negativos na última década e meia (embora o 0 esteja compreendido nas bandas de confiança). Acrescente-se que se se reduzir a dimensão da janela amostral, aumenta a instabilidade dos multiplicadores, designadamente o da aquisição de bens e serviços. Esta evidência contradiz a associação entre o modelo VAR estrutural (com parâmetros fixos) e multiplicadores orçamentais de sinal convencional e dimensão expressiva. É também de salientar a sensibilidade das estimativas à exclusão e inclusão de observações na amostra, como demonstram os «picos» que se observam para as respostas às inovações nas diversas variáveis (em particular, na amostra terminada em 2009:1 para as variáveis orçamentais).

No que se refere aos choques de política monetária, note-se que a resposta do produto dentro do trimestre é nula por força das restrições de identificação, visto que nenhuma variável responde contemporaneamente à taxa de juro dos *federal funds*. O modelo de parâmetros fixos evidencia também uma quebra na eficácia, neste caso por volta do início dos anos 80 (resultado que está de acordo com outra literatura sobre este tema, acima citada). No período imediatamente anterior, estima-se que aumentos de 1 p.p. na taxa de juro dos *federal funds* implicavam uma redução de cerca de 1 por cento no PIB real *per capita* no horizonte de um ano. Esta resposta cai para cerca de -0.5 por cento e, posteriormente, verifica-se uma flutuação entre esse valor e 0, com impactos particularmente reduzidos por volta de 1995 e no período muito recente. No que se refere à persistência do choque, o perfil é semelhante, mas a amplitude de flutuação no período após 1980 um pouco maior.

4.2 Efeito estabilizador das políticas endógenas

Nesta secção procura-se quantificar a perda de eficácia das políticas monetária e orçamental, documentada na secção anterior relativamente aos respetivos choques exógenos, em termos do seu papel estabilizador. Note-se que este papel depende não só do efeito das políticas mas também do grau de utilização das mesmas. Uma vez que se procura agora medir o efeito das políticas endógenas é necessário recorrer às chamadas simulações contrafactuais (na linha de Sims e Zha, 1998, e Bernanke, Gertler e Watson, 1997). Nestas simulações compara-se, durante os períodos recessivos, o comportamento efetivo das variáveis de política e do produto com o seu comportamento quando o sistema é simulado sob hipóteses contrafactuais, a saber, (i) ausência da componente exógena e (ii) ausência da componente endógena das políticas. O período de simulação inicia-se no trimestre subsequente ao máximo da atividade económica e estende-se até final da recessão, sendo as simulações realizadas para cada uma das seis contrações desde meados dos anos 70 até à atualidade. As estimativas do modelo subjacentes às simulações são obtidas com base na janela amostral de 35 anos terminada no último trimestre de cada recessão (para as duas primeiras recessões segue-se também este procedimento, mas o período amostral disponível é mais curto).

Tomando como exemplo a equação para G_t (ver secção 3): no exercício (i) simula-se o sistema fixando os parâmetros em todas as equações de acordo com as respetivas estimativas e os choques com as suas trajetórias estimadas, exceto v_t^G que é igualado a 0. No exercício (ii) simula-se o sistema com a variável G_t determinada pelos respetivos choques exógenos (ou seja, seguindo um passeio aleatório), igualando a 0 todos os parâmetros nesta equação, exceto o coeficiente de G_{t-1} que é fixado em 1 (os parâmetros das outras equações são fixados de acordo com as respetivas estimativas e os choques em todas as equações com as suas trajetórias estimadas). Começa-se por decompor a variação das variáveis de política durante as recessões nas suas componentes exógena e endógena, as quais são obtidas como a diferença entre o nível efetivo e o nível simulado da variável em causa no final da recessão, respetivamente, nos exercícios (i) e (ii) acima. O efeito sobre a atividade económica é medido da mesma forma, mas tomando os níveis efetivo e simulado do PIB. A implementação deste tipo de simulações, para além do seu carácter algo mecânico, está sujeita ao *caveat* (com origem na crítica de Lucas) de os agentes poderem ter reagido de

forma diferente, se a política endógena tivesse diferido da sua trajetória histórica; assim os resultados das simulações serão mais credíveis se o desvio das variáveis de política da sua trajetória não for demasiado duradouro (os episódios recessivos considerados duraram em média cerca de 5 trimestres).

Decomposição das alterações nas variáveis de política nas componentes endógena e exógena

Começa por se apresentar a separação da variação dos impostos líquidos de transferências, da aquisição de bens e serviços, e da taxa de juro dos *federal funds* durante as recessões, entre as suas componentes sistemática e exógena (Quadro 1). De notar que a alteração efetiva nas variáveis de política não é exatamente decomposta nestas duas componentes, na medida em que os choques estruturais se propagam através do sistema interagindo com a respetiva estrutura endógena. O exercício de simulação não capta, por definição, tal interação, fornecendo apenas uma decomposição aproximada.

Os valores no quadro 1 indicam um forte movimento endógeno contra-cíclico por parte dos impostos líquidos de transferências, o qual deverá refletir principalmente a atuação dos estabilizadores automáticos. Como as ações discricionárias de caráter fiscal em resposta aos desenvolvimentos macroeconómicos nos Estados Unidos têm sido comparativamente pouco frequentes, parte destas tenderá a ser captada no processo de estimação pela componente exógena (não obstante o seu caráter endógeno), a qual virá sobrestimada. Com efeito, esta componente teve uma magnitude importante nas duas últimas recessões, o que se ficará a dever a medidas legislativas contemporâneas e tomadas, no todo ou em parte, em reação a estes episódios, como o *Economic Growth and Tax Relief Reconciliation Act* de 2001, o *Economic Stimulus Act* de 2008 e o *American Recovery and Reinvestment Act* de 2009 (trimestres iniciais)⁷. De salientar que a queda total observada nos impostos líquidos durante a recessão de 2008-09 não tem paralelo em recessões anteriores (ver também a nota (b) ao quadro 1).

Quadro 1

VAR ESTRUTURAL COM COEFICIENTES FIXOS: DECOMPOSIÇÃO DOS MOVIMENTOS NAS VARIÁVEIS DE POLÍTICA DURANTE AS RECESSÕES

| Períodos recessivos ^(a) | Impostos líquidos (% , acumulado) | | | Aquisição de bens e serviços (% , acumulado) | | | Taxa de juro <i>federal funds</i> (p.p., acumulado) | | |
|------------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------|------------------|--|-----------------|------------------|---|-----------------|------------------|
| | Variação efetiva | Compon. exógena ^(c) | Compon. endógena | Variação efetiva | Compon. exógena | Compon. endógena | Variação efetiva | Compon. exógena | Compon. endógena |
| 1973:04-1975:01 | -16.3 | -3.7 | -12.8 | 4.4 | 1.2 | 4.5 | -3.7 | -0.1 | -4.8 |
| 1980:01-1980:03 | -8.0 | 1.4 | -9.5 | -1.6 | -0.4 | -1.1 | -5.2 | -2.0 | -3.7 |
| 1981:03-1982:04 | -18.4 | -1.5 | -19.8 | 3.9 | 1.9 | 1.9 | -8.3 | -2.5 | -5.7 |
| 1990:03-1991:01 | -6.8 | -0.4 | -6.4 | 1.2 | -0.3 | 1.5 | -1.7 | 0.1 | -1.9 |
| 2001:01-2001:04 | -11.8 | -4.5 | -4.1 | 2.9 | 1.1 | 1.6 | -3.5 | -0.7 | -2.5 |
| 2007:04-2009:02 | -69.9 ^(b) | -31.9 | -39.8 | 2.4 | -0.8 | 3.4 | -4.3 | 1.7 | -5.6 |

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: (a) As datas indicam o início e o final da recessão. (b) Como as variáveis orçamentais são tomadas em logaritmos no modelo, a respetiva variação percentual efetiva é aproximada da forma usual, pela diferença entre os logaritmos. Tal aproximação funciona bem, exceto no caso dos impostos líquidos na recessão de 2008-2009 (dada a magnitude da variação), em que a diminuição medida pela diferença entre os logaritmos é bastante maior do que a diminuição real, que se situa em cerca de 50 por cento.

(c) As componentes exógena e endógena são iguais à diferença no final do período de simulação (trimestre final da recessão) entre o valor efetivo e o valor simulado das variáveis anulando, respetivamente, as respostas associadas a cada uma das componentes. A simulação inicia-se no trimestre subsequente ao pico na atividade e tem por base a janela amostral terminada no último trimestre da recessão.

⁷ Em torno da recessão de 1973-75 foi tomada uma medida discricionária contra-cíclica importante – o *Nixon tax rebate* – a qual foi já implementada no trimestre que se seguiu ao final da recessão.

O exercício indica que os movimentos endógenos no consumo e investimento públicos têm sido por comparação muito mais modestos, não tendo sequer consistentemente um sinal contra-cíclico (isto é, positivo). Daqui resulta que a ênfase posta pela literatura no multiplicador dos gastos públicos (que se deve ao facto de estes gastos, designadamente os de carácter militar, serem relativamente menos afetados pela simultaneidade com o produto) está algo deslocada⁸, pois são os impostos líquidos a variável orçamental fundamentalmente utilizada como instrumento de estabilização macroeconómica (automática e, em menor grau, discricionária).

A simulação evidencia uma importante variação endógena da taxa de juro dos *federal funds* durante as recessões, em linha com a regra de política monetária. Note-se que, a redução desta variável no decurso da recessão de 2008-09, apesar de ser da ordem de grandeza da observada em recessões anteriores, em termos absolutos, é mais importante em termos relativos, pois o nível da taxa de juro era à partida menor e o «limiar inferior igual a zero» foi atingido no decurso da recessão. Este facto implicou que a variação do instrumento ficasse aquém do implicado pela regra de política monetária, o que se traduz numa estimativa positiva da componente exógena. De notar ainda que, neste período, a política monetária incluiu a implementação de medidas não-convencionais, as quais não são captadas no exercício. Nas recessões no início dos anos 80 ocorreram reduções da taxa de juro para além do determinado pela regra, o que poderá sinalizar que considerações relativas à recuperação económica acabaram durante estes episódios por se sobrepor à preocupação com o nível da inflação que tendia a limitar a amplitude do decréscimo na taxa de juro.

Impacto da componente endógena sobre o produto

O quadro 2 mostra o impacto dos movimentos endógenos nas variáveis de política, anteriormente apurados, sobre o produto real e *per capita* no decurso dos episódios de contração na atividade económica. O efeito estabilizador é calculado como a perda de produto evitada no final da recessão, ou seja, a diferença entre o nível efetivo desta variável e o nível simulado anulando a contribuição das políticas endógenas. Pela comparação entre aquele efeito e a contração efetiva da atividade em cada episódio recessivo é possível ter uma ideia do papel estabilizador. O multiplicador contrafactual pretende dar uma indicação da eficácia da política orçamental endógena e é obtido como a relação entre a perda evitada de produto e a magnitude da alteração nas respetivas variáveis (no final da recessão). Calcula-se um indicador semelhante para a taxa de juro dos *federal funds*, que procura avaliar a queda no produto evitada por ponto percentual de variação na taxa de juro.

Quadro 2

| VAR ESTRUTURAL COM COEFICIENTES FIXOS: IMPACTO SOBRE O PRODUTO DOS MOVIMENTOS ENDÓGENOS NAS VARIÁVEIS | | | | | | | |
|---|-------------------------|----------------------------------|------------------------------|------------------------|---------------|-------------------------------|-----------------------|
| Períodos recessivos ^(a) | Variação efetiva do PIB | Impostos líquidos | | Aquis. bens e serviços | | Tx. juro <i>federal funds</i> | |
| | | Efeito estabiliz. ^(b) | Multiplicador ^(c) | Efeito estabiliz. | Multiplicador | Efeito estabiliz. | Indicador de eficácia |
| 1973:04-1975:01 | -4.60 | 3.6 | -1.43 | 0.8 | 0.95 | 1.3 | -0.27 |
| 1980:01-1980:03 | -2.83 | 1.4 | -0.84 | -0.2 | 1.17 | 0.1 | -0.03 |
| 1981:03-1982:04 | -3.81 | 7.1 | -2.00 | 0.4 | 1.18 | 1.3 | -0.23 |
| 1990:03-1991:01 | -2.04 | 1.0 | -0.84 | 0.2 | 0.82 | -0.1 | 0.04 |
| 2001:01-2001:04 | -0.04 | 0.0 | -0.06 | 0.3 | 1.37 | 0.2 | -0.08 |
| 2007:04-2009:02 | -6.56 | -1.8 | 0.29 | 0.4 | 0.63 | 1.3 | -0.24 |

Fonte: Cálculos do autor.

Notas: (a) As datas indicam o início e o final da recessão. (b) O efeito estabilizador é igual à diferença no final do período de simulação (trimestre final da recessão) entre o valor efetivo e o valor simulado do produto anulando a resposta endógena das variáveis de política. (c) Os multiplicadores da política orçamental e o indicador de eficácia da política monetária relacionam a perda de produto evitada e a variação nas variáveis de política. A simulação inicia-se no trimestre subsequente ao pico na atividade e tem por base a janela amostral terminada no último trimestre da recessão.

8 Sobre este ponto, ver Cogan e Taylor (2011).

O exercício indica que os impostos líquidos desempenharam um papel estabilizador muito importante nas recessões até ao início dos anos 90, refletindo a magnitude dos movimentos contra-cíclicos na variável (Quadro 1) conjugada com multiplicadores estimados entre -1 e -2 (ou seja, na ordem dos valores obtidos para a política exógena no período). Nestes episódios, o impacto estabilizador que decorre da simulação é substancial, oscilando entre cerca de 1/3 para as recessões mais curtas e um máximo de 2/3 na recessão de 1981-82. Nos dois últimos episódios recessivos, a metodologia utilizada capta um papel nulo ou desestabilizador dos impostos líquidos, em linha com a perda de eficácia no período recente mostrada no gráfico 1. Note-se que, apesar de a componente endógena estar subestimada nestes dois episódios por contrapartida da componente exógena (ver secção anterior), este resultado fica-se a dever aos multiplicadores. Mesmo com a cautela que a interpretação de valores resultantes de um exercício mecânico desta natureza requer, a evidência resultante da especificação com coeficientes fixos sugere que a ausência de um impacto moderador por parte dos impostos líquidos de transferências, em forte contraste com anteriores recessões, é um fator explicativo da severidade da recessão de 2008-09.

O contributo estimado da aquisição de bens e serviços como instrumento de estabilização é pouco significativo, o que se fica a dever à reduzida variação endógena desta variável. O multiplicador, apesar de alguma flutuação, mantém valores positivos, não denotando a quebra que se observa no gráfico 1 para horizontes de um ano ou superiores, a partir de meados da década de 90. Tal pode ser explicado pelo facto de os choques na aquisição de bens e serviços terem mantido a sua eficácia para horizontes muito curtos (ver o multiplicador contemporâneo no mesmo gráfico), os quais cobrem ainda assim uma parte importante da duração dos episódios recessivos.

A evidência que decorre da simulação contrafactual sugere que o papel estabilizador da política monetária sistemática no decurso das três recessões mais duradouras foi semelhante ao longo do tempo, em termos absolutos (em termos relativos, o impacto estabilizador oscila entre 15 e 25 por cento, respetivamente, nas recessões de 2008-09 e 1981-82). O indicador de eficácia relativa mantém também um valor semelhante nos três episódios recessivos. Nas recessões mais curtas, pelo contrário, o contributo estabilizador da taxa de juro dos *federal funds* aparece como insignificante, o que poderá ser explicado por alguma demora na resposta do produto aos choques de política monetária (note-se que tal pode ser parcialmente induzido pela restrição de identificação que implica que estes choques não tenham impacto no produto dentro do trimestre). Em suma, a especificação com coeficientes fixos indica uma perda de eficácia dos impostos líquidos de transferências de tal ordem que estes teriam virtualmente deixado de contribuir para moderar as recessões, estando presentemente esse papel quase confinado à política monetária.

5. Respostas do produto aos choques exógenos no modelo com coeficientes variáveis

Nesta secção apresentam-se os resultados da simulação do sistema que temos vindo a considerar numa especificação com coeficientes variáveis, com recurso a métodos Bayesianos. Esta especificação tem como hipótese fundamental que os coeficientes mudam gradualmente ao longo do tempo, segundo um passeio aleatório. Os parâmetros nas equações do sistema são reunidos em três blocos contendo, respetivamente, os coeficientes da forma reduzida, os coeficientes dos regressores contemporâneos e as variâncias das inovações da forma estrutural⁹. Cada um destes blocos tem a forma um modelo linear em espaço de estados ao qual é aplicado o algoritmo proposto por Carter e Kohn (1994). O processo de simulação itera sobre os diversos blocos, com recurso à amostragem de Gibbs, segundo uma variante «filtrada», em que o processo de simulação completo é levado a cabo sequencialmente, estendendo a

⁹ A hipótese de passeio aleatório é assumida para o conjunto dos parâmetros em cada bloco, isto é, agrupando estes parâmetros num vetor genérico θ_t , verifica-se $\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_t$, em que ε_t é uma variável aleatória normal com média nula e uma dada matriz de covariâncias.

amostra um ano de cada vez. Uma discussão detalhada sobre a especificação das distribuições *a priori* (para os estados iniciais dos parâmetros e para a sua volatilidade) e o processo de simulação ultrapassa o âmbito deste artigo¹⁰. A metodologia utilizada é descrita em Primiceri (2005) e Cogley e Sargent (2005), aplicada a VARs de política monetária, e Pereira e Lopes (2010), aplicada a um VAR de política orçamental. De notar que o esquema de identificação usado nas simulações é uma versão reparametrizada do esquema apresentado na secção 3, dando origem a funções impulso-resposta idênticas, mas implicando que todos os regressores contemporâneos sejam pré-determinados.

O gráfico 2 mostra a mediana e os intervalos de confiança correspondentes aos percentis 16 e 84 das funções impulso-resposta simuladas para o período 1973:3-2011:3 (as datas no eixo correspondem ao momento de indexação dos parâmetros)¹¹. Os horizontes são idênticos aos considerados no gráfico 1 e, tal como aí, as respostas aos choques orçamentais têm a interpretação de multiplicadores e os choques de política monetária têm a dimensão de 1 p.p. da taxa de juro. O perfil das respostas do produto às inovações nos impostos líquidos é consistente com o seu enfraquecimento, mas em muito menor grau do que no gráfico 1. O multiplicador a um ano é cerca de -1.5 desde o início do período até meados dos anos 90, reduzindo-se (em valor absoluto) posteriormente para um pouco acima de -0.5 até ao final da amostra¹². A persistência do choque tem um perfil muito análogo. Relativamente à aquisição de bens e serviços, o multiplicador a um ano tem uma evolução ligeiramente ascendente no período inicial, passando de valores um pouco acima de 0.5 para valores próximos de 1 por volta de 1996, verificando-se depois uma reversão para os valores iniciais; nos últimos três anos do período tem lugar uma queda para valores inferiores a 0.5. Este padrão de alteração na eficácia também ocorre, de forma mais pronunciada, para horizontes mais longos. Desta forma, embora a especificação com parâmetros variáveis reconcilie a evidência dos VARs estruturais com multiplicadores orçamentais do tipo convencional, a magnitude dos mesmos é bastante reduzida, situando-se no limite inferior do seu intervalo de variação «usual», no período muito recente. No que se refere aos choques de política monetária é patente um enfraquecimento do impacto no PIB por volta de 1980, de cerca de -1.25 para -0.75 por cento, o qual prossegue, mas de forma bastante atenuada, para -0.5 por cento até ao final do período de simulação. Relativamente à persistência verifica-se aproximadamente uma estabilização no período pós-1980.

Examina-se agora o comportamento das respostas aos choques orçamentais em torno dos episódios recessivos, para aferir sobre um eventual aumento da eficácia quando existe excesso de capacidade na economia, que encontra sustentação empírica em Auerbach e Gorodnichenko (2012). No caso dos impostos líquidos tem lugar um ténue aumento da eficácia no decurso das recessões mais longas (quase impercetível na figura), mas é incerto se se deve atribuir algum significado a variações tão pequenas; no caso da aquisição de bens e serviços tal hipótese não encontra correspondência nos resultados¹³. A evidência é particularmente desencorajadora relativamente a uma maior eficácia quando a taxa de juro

10 As distribuições *a priori* dos valores iniciais dos parâmetros são normais calibradas através da estimação de um VAR de coeficientes fixos sobre uma amostra inicial 1948:2-1967:4; as distribuições *a priori* dos hiperparâmetros são inversas de Wishart conjugadas, calibradas de forma idêntica à descrita em Pereira e Lopes (2010). O processo de simulação inicia-se em 1968:1, a primeira data final é 1973:3 e a última 2011:3 (não se impõe a condição de estabilidade). Para cada data final, são corridas 10000 iterações da amostragem de Gibbs, das quais se retêm 2000 para cálculo das funções impulso-resposta; o período *burn-in* compreende 2500 iterações. A fim de se reduzir o número de parâmetros no bloco dos coeficientes da forma reduzida, consideram-se apenas dois desfazamentos das variáveis.

11 Segue-se a convenção usual de apresentar uma versão simplificada das funções impulso-resposta em que a resposta aos choques no momento t é somente função dos parâmetros indexados a essa data, para todos os horizontes.

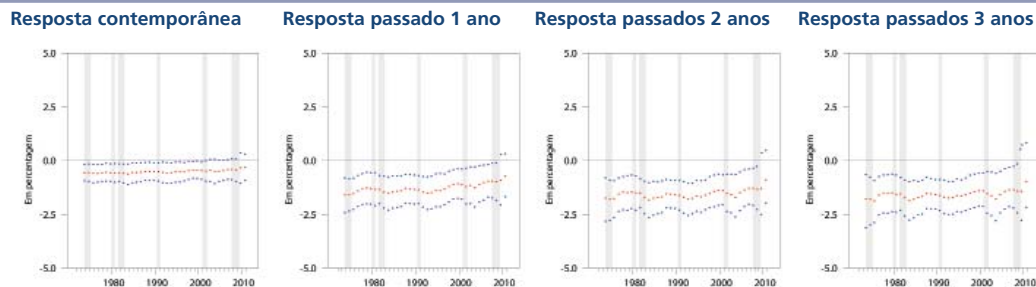
12 Em Pereira e Lopes (2010) observa-se uma redução forte no período subsequente à recessão de 1973-75 que não tem correspondência no gráfico 2 e que se ficará a dever ao facto de naquele estudo se omitir a variável de política monetária.

13 Refira-se que o modelo estimado por Auerbach e Gorodnichenko, um VAR não linear em que respostas do produto podem variar consoante a economia se encontre em expansão ou recessão, portanto admitindo um tipo de variação temporal menos geral do que o assumido aqui, estará em melhor posição para captar o fenómeno em causa.

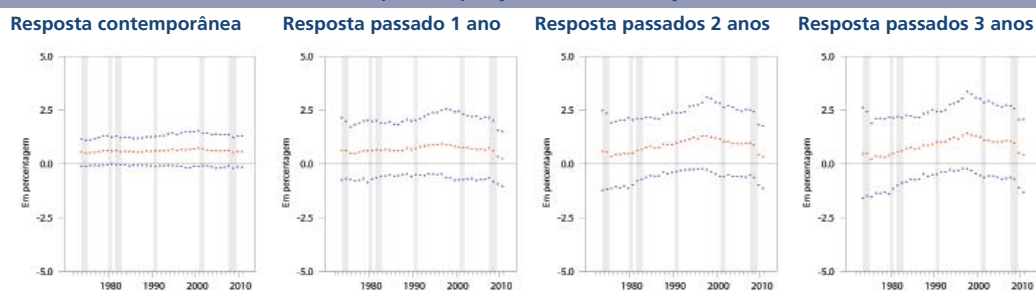
Gráfico 2

PERFIL TEMPORAL DAS RESPOSTAS DO PRODUTO NUM VAR ESTRUTURAL COM COEFICIENTES VARIÁVEIS

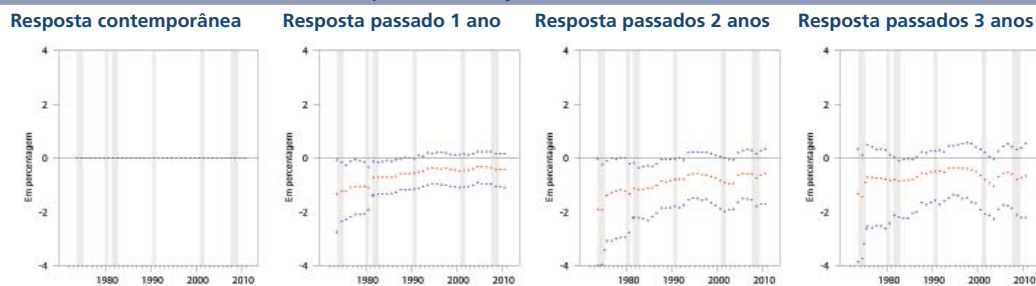
Choque nos impostos líquidos de transferências



Choque na aquisição de bens e serviços



Choque na taxa de juro dos federal funds



Fonte: Cálculos do autor.

Notas: Funções impulso-resposta para os choques de política no modelo VAR estrutural descrito na secção 3, numa especificação com coeficientes variáveis no tempo (1973:3-2011:3) simulada por métodos Bayesianos. Os períodos recessivos estão a sombreado.

se situa no «limiar inferior igual a zero». Com efeito, não só não ocorre um recrudescimento palpável das respostas durante recessão de 2008-09, como até se verifica uma quebra nos trimestres subsequentes ao seu final (em que a Reserva Federal tem mantido a taxa de juro praticamente inalterada).

Comparando com as respostas apresentadas no gráfico 1 para o modelo de coeficientes fixos, observa-se que a evidência que resulta das duas especificações é, em termos gerais, consistente, na medida em que indica uma atenuação do efeito sobre o produto para as três variáveis de política ao longo do tempo. Além disso, as duas especificações concordam no enfraquecimento da resposta aos choques orçamentais a partir de meados da década de 90, e da política monetária por volta de 1980. Contudo, a quantidade de variação temporal captada é claramente mais modesta no modelo de coeficientes variáveis. Em particular, os multiplicadores orçamentais mantêm sinais convencionais ao longo de todo o período, e a amplitude de flutuação do impacto dos choques de política monetária de 1980 até ao presente é bastante menor. Estes resultados sugerem que o modelo de coeficientes fixos poderá exacerbar a variação temporal medida, faltando-lhe flexibilidade para acomodar novas observações de uma forma «alisada». Os picos que se observam no gráfico 1 para os efeitos dos choques em algumas datas parecem sustentar esta conclusão. Por outro lado, a menor variação temporal das respostas no modelo de coefi-

cientes variáveis, levanta a questão da influência neste resultado da volatilidade dos coeficientes que se assume nas distribuições *a priori*. A realização de simulações aumentando esta volatilidade produz uma resposta mediana que, embora menos alisada, principalmente no caso da política monetária, leva às mesmas conclusões do ponto de vista qualitativo. A principal diferença diz respeito às bandas de confiança que se alargam muito substancialmente. Desta forma, a evidência parece ser razoavelmente robusta relativamente à volatilidade assumida *a priori*. Contudo, a especificação da variação temporal dos coeficientes no VAR admite naturalmente outras variantes para além da seguida neste estudo, por exemplo, trajetórias de evolução diferentes de um passeio aleatório. Torna-se assim necessária mais experiência com estes modelos antes de se tirarem conclusões firmes.

6. Conclusões

Neste artigo apresenta-se evidência sobre a variação temporal da eficácia da política monetária e orçamental com base num modelo VAR estrutural com identificação conjunta dos respetivos choques. O exercício baseia-se na estimação do modelo numa especificação com coeficientes fixos, com base em amostras rolantes, e na simulação de uma especificação com coeficientes variáveis. Em ambos os casos conclui-se por um enfraquecimento do papel das políticas, mas esta tendência é muito mais pronunciada na especificação com coeficientes fixos. Com efeito, esta última aponta para a existência de multiplicadores orçamentais de sinais contrários ao esperado, desde meados da década de 90, no caso da aquisição de bens e serviços, e no final do período amostral, no caso dos impostos líquidos. Além disso, os resultados apontam para uma virtual ausência do papel estabilizador dos impostos líquidos na recessão de 2008-09, em flagrante contraste com o papel desempenhado em anteriores recessões mais prolongadas. No que se refere à política monetária, depois de um enfraquecimento da sua eficácia por volta de 1980, os resultados sugerem uma forte flutuação até ao presente. Contudo, a estimação com base em amostras rolantes parece exagerar a variação temporal das respostas, relativamente a uma modelização formal desta variação na especificação com coeficientes variáveis. Nesta última, a resposta do produto aos choques de política monetária ao longo do período após 1980 é mais alisada, tendo lugar uma quase-estabilização. Os multiplicadores orçamentais mantêm os sinais convencionais, mas sofrem uma redução ao longo do tempo e, em particular, os seus valores contrariam o pressuposto de uma política orçamental particularmente eficaz no momento presente.

Entre as hipóteses que têm sido avançadas para a perda de influência das políticas sobre o produto, conta-se a melhoria da condução da política monetária, à qual alguma literatura (por exemplo, Boivin *et al.*, 2010) atribui a atenuação dos efeitos dos próprios choques de política monetária (comparando os períodos anterior e posterior a 1980). Também relativamente à política orçamental, a explicação mais imediata para a sua perda de eficácia seria a maior eficiência por parte da Reserva Federal na condução de ações de estabilização. Mas este mesmo argumento implicaria um recrudescimento dos efeitos da política orçamental no período muito recente, o que não é sustentado pelas conclusões deste estudo. Outra hipótese explicativa (que costumava ser avançada no contexto da «Grande Moderação») diz respeito ao facto de as inovações no setor financeiro permitirem aos indivíduos um melhor alisamento do seu rendimento e, mais geralmente, precaverem-se das flutuações nos agregados orçamentais e nas taxas de juro. Contudo, este pressuposto alterou-se claramente no período recente, no quadro da crise financeira, o que justificaria, mais uma vez, um recrudescimento da eficácia das políticas.

Neste contexto, podem-se ainda mencionar outras hipóteses, como o argumento Keynesiano tradicional segundo o qual o aumento da abertura das economias ao exterior implica uma diminuição dos multiplicadores orçamentais. De referir, por último, a possibilidade de a perceção por parte dos agentes relativamente à sustentabilidade das finanças públicas poder alterar os efeitos da política orçamental (e em casos-limite levar à alteração de sinal dos multiplicadores - a chamada hipótese das «contrações orçamentais expansionistas»). Trata-se de uma área onde é necessária mais investigação empírica, com o objetivo de identificar os fatores subjacentes às alterações que se observam nas respostas do produto.

Tal investigação é dificultada pelo facto de requerer, de um modo geral, a especificação de modelos não-lineares, cuja estimação não pode ser feita por métodos convencionais e requer técnicas de simulação relativamente pesadas.

Referências

- Auerbach, A. e Y. Gorodnichenko (2012). "Fiscal Multipliers in Recession and Expansion," *Berkeley Working Paper*.
- Bernanke, B. e A. Blinder (1992). "The federal funds rate and the channels of monetary transmission," *The American Economic Review* 82 (4): 901–921.
- Bernanke, B., M. Gertler, e M. Watson (1997). "Systematic monetary policy and the effect of oil price shocks," *Economic Research Reports* 25, C.V. Starr Center, Applied Economics.
- Blanchard, O. e R. Perotti (2002). "An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output," *Quarterly Journal of Economics* 117 (4): 1329–1368.
- Bovin, J. e M. Giannoni (2006). "Has monetary policy become more effective?," *Review of Economics and Statistics* 88 (3): 445–462.
- Boivin J., Kiley, M., e Mishkin, F. (2010). "How has the monetary transmission mechanism evolved over time?," *NBER Working Paper* 15879.
- Carter, C. e R. Kohn (1994). "On Gibbs sampling for state-space models," *Biometrika* 81 (3): 541-553.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, e C. Evans (1999). "Monetary policy shocks: What have we learned and to what end?" In J. Taylor e M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Volume 1A: 91–157. Amsterdam: Elsevier Science BV.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, e S. Rebelo (2011). "When is the government spending multiplier large?," *Journal of Political Economy* 119 (1): 78-121.
- Cogan, J. e J. Taylor (2011), "What the Government Purchases Multiplier Actually Multiplied in the 2009 Stimulus Package," Stanford University, *Working Paper*.
- Cogley, T. e T. Sargent (2005). "Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post-WW II US," *Review of Economic Dynamics* 8 (2): 262-302.
- Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare, e P. van den Noord (1995). "Estimating potential output, output gaps and structural budget balances," *Economics Department, Working Papers* 152, OCDE.
- Girouard, N., e C. André (2005). "Measuring cyclically adjusted budget balances for OECD countries," *Economics Department, Working Papers* 21, OCDE.
- Johnston, D., J. Parker, e N. Souleles (2006). "Household expenditure and the Income Tax rebates of 2001," *American Economic Review* 96 (5): 1589–1610.
- Mertens K. e M. Ravn (2010). "Measuring the Impact of Fiscal Policy in the Face of Anticipation: A Structural VAR Approach," *The Economic Journal*, 120 (544): 393-413.
- Pereira, M. (2009a). "Empirical evidence on the stabilizing role of fiscal and monetary policy in the US," *MPRA Paper* 19675, University Library of Munich.
- Pereira, M. (2009b). "A new measure of fiscal shocks based on budget forecasts and its implications," Banco de Portugal, *Working Paper* 21.
- Pereira, M. e A. Lopes (2010). "Time-Varying Fiscal Policy in the U.S.," Banco de Portugal, *Working Paper* 21.

- Perotti, R.(2005). "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries," *Discussion Paper 4842*, CEPR.
- Primiceri, G. (2005). "Time varying structural vector autoregressions and monetary policy," *Review of Economic Studies* 72 (3): 821–852.
- Ramey, V. (2011a). "Identifying government spending Shocks: It's all in the timing," *Quarterly Journal of Economics* 126 (1): 1-50.
- Ramey, V. (2011b). "Can Government Purchases Stimulate the Economy?," *Journal of Economic Literature*, American Economic Association 49 (3): 673-85.
- Romer, D. (2011). "What have we learned about fiscal policy from the crisis," *Conference on Macro and Growth Policies in the Wake of the Crisis*, IMF.
- Romer, C. e D. Romer (2004). "A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications," *American Economic Review* 94 (4): 1055-1084.
- Romer, C. e D. Romer (2010). "The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks," *American Economic Review* 100 (3): 763-801.
- Sims, C. e T. Zha (1998). "Does monetary policy generate recessions?," *Working Paper 12*, Federal Reserve Bank of Atlanta.