

# 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)<sup>1</sup> 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.

<sup>1</sup> 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 desfasamentos<sup>2</sup> (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 transferências<sup>3</sup> (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 fonte<sup>4</sup>. 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,<sup>5</sup> para quatro

<sup>3</sup> 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).

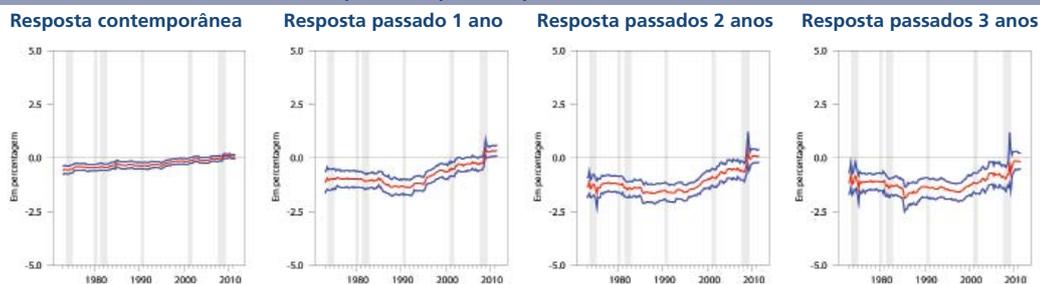
<sup>4</sup> Os dados orçamentais, o produto, o deflator do produto e a população foram retirados, respetivamente, dos Quadros 3.1, 1.1.5, 1.1.4 e 2.1 das NIPA (*Bureau of Economic Analysis*). De notar que a aquisição de bens e serviços é calculada como o consumo público, excluindo o consumo de capital 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.

<sup>5</sup> 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.

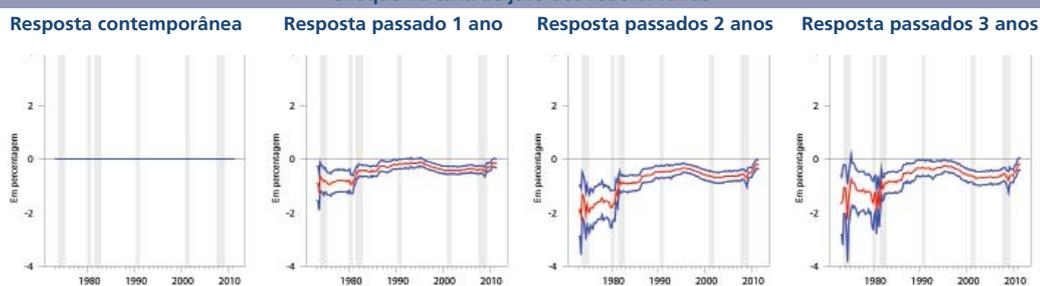
## Gráfico 1

## 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*<sup>6</sup>.

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

<sup>6</sup> 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)<sup>7</sup>. 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 <sup>(a)</sup> | Impostos líquidos (% , acumulado) |                                |                  | Aquisição de bens e serviços (% , acumulado) |                 |                  | Taxa de juro <i>federal funds</i> (p.p., acumulado) |                 |                  |
|------------------------------------|-----------------------------------|--------------------------------|------------------|--|-----------------|------------------|---|-----------------|------------------|
|                                    | Variação efetiva                  | Compon. exógena <sup>(c)</sup> | 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 <sup>(b)</sup>              | -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.

<sup>7</sup> 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 deslocada<sup>8</sup>, 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 <sup>(a)</sup>  | Variação efetiva do PIB | Impostos líquidos                |                              | Aquis. bens e serviços |               | Tx. juro <i>federal funds</i> |                       |
|   |                         | Efeito estabiliz. <sup>(b)</sup> | Multiplicador <sup>(c)</sup> | 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 estrutural<sup>9</sup>. 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

<sup>9</sup> A hipótese de passeio aleatório é assumida para o conjunto dos parâmetros em cada bloco, isto é, agrupando estes parâmetros num vetor genérico  $\theta_t$ , verifica-se  $\theta_t = \theta_{t-1} + \varepsilon_t$ , em que  $\varepsilon_t$  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 artigo<sup>10</sup>. 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)<sup>11</sup>. 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 amostra<sup>12</sup>. 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 resultados<sup>13</sup>. 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.

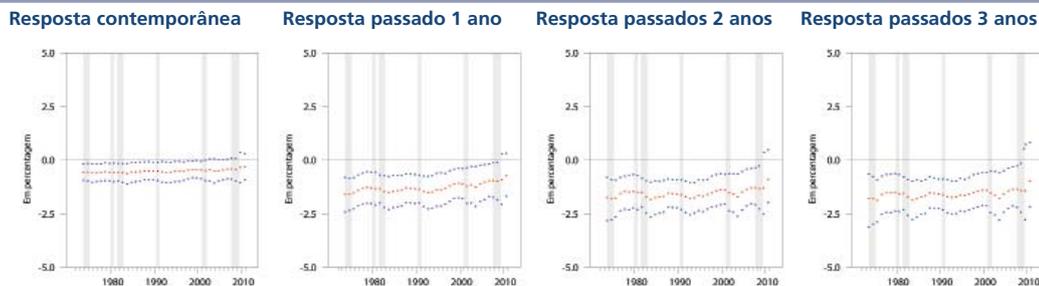
**12** Em Pereira e Lopes (2010) observa-se uma redução forte no período subsequente à recessão de 1973-75 que não tem correspondência no gráfico 2 e que se ficará a dever ao facto de naquele estudo se omitir a variável de política monetária.

**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.

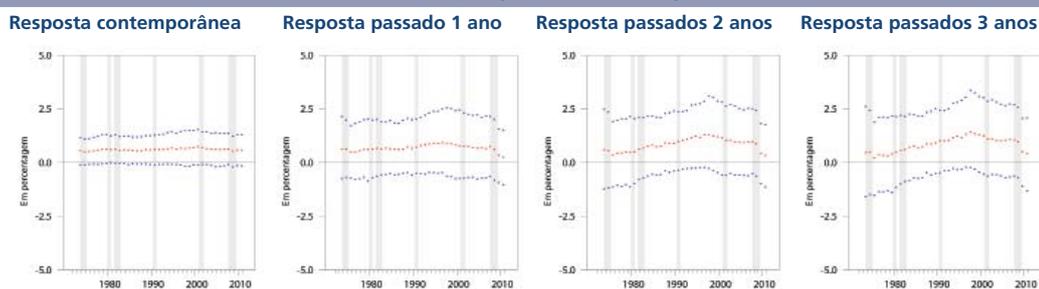
## Gráfico 2

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

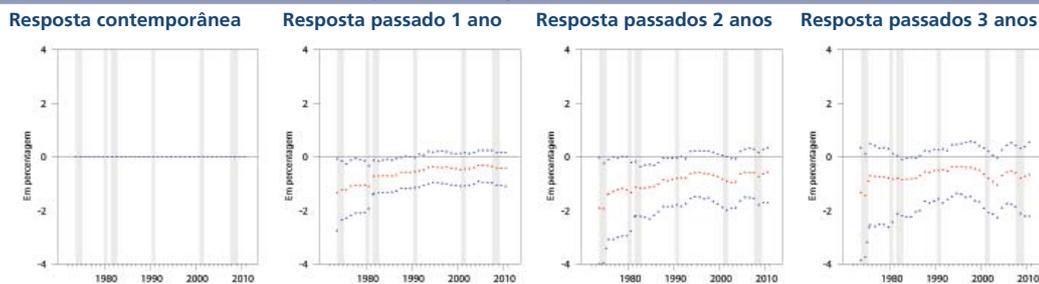
## Choque nos impostos líquidos de transferências



## 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.