

DÍVIDA PÚBLICA, POLÍTICA FISCAL E NÍVEL DE ATIVIDADE: UMA ABORDAGEM VAR PARA O BRASIL NO PERÍODO 1995-2008

MARCO A.F.H. CAVALCANTI *
NAPOLEÃO L.C. SILVA † ‡

Resumo

O objetivo deste trabalho é contribuir para o melhor entendimento dos efeitos da política fiscal na economia brasileira no período 1995 a 2008, a partir de uma análise VAR que leve explicitamente em consideração o papel da dívida pública na determinação da política fiscal, conforme recomendado por Favero & Giavazzi (2007). De acordo com os resultados obtidos, a consideração explícita do papel da dívida pública na evolução das variáveis fiscais parece realmente fazer diferença na estimação dos efeitos de choques fiscais sobre o nível de atividade; em particular, é provável que os efeitos dos choques fiscais estimados a partir de modelos que omitam a dívida pública estejam superestimados.

Palavras-chave: política fiscal, modelos autorregressivos-vetoriais

Abstract

In this paper we investigate the real effects of fiscal policy in Brazil during the 1995-2008 period by estimating a VAR model that explicitly takes into consideration the role of public debt in the determination of fiscal variables, as recommended by (Favero & Giavazzi 2007). According to our results, it really makes a difference whether one takes into account the public debt's role in the fiscal policy process; more specifically, models that omit the public debt are likely to overestimate the real effects of fiscal policy shocks.

Keywords: fiscal policy, vector autoregressions

JEL classification: E13, E6

* Pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Avenida Presidente Antônio Carlos 51, Rio de Janeiro – RJ. E-mail: marco.cavalcanti@ipea.gov.br.

† Pesquisador do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Avenida Presidente Antônio Carlos 51, Rio de Janeiro – RJ. E-mail: napoleao.silva@ipea.gov.br

‡ Os autores agradecem os comentários e sugestões de um parecerista anônimo e dos participantes de seminário realizado no IPEA-RJ.

Most economists would agree that an exogenous increase in the federal fund rate will lead to a fall in inflation and some slowdown in growth after a while; they would also probably agree that a large body of empirical research is consistent with this view, although the timing and size of the effect is subject to debate. In contrast, perfectly reasonable economists can and do disagree on the basic theoretical effects of fiscal policy, and on the interpretation of the existing empirical evidence. (Perotti 2007)

1 Introdução

Os efeitos da política fiscal sobre o nível de atividade são ambíguos do ponto de vista teórico, sendo possível distinguir pelo menos três visões alternativas da questão. Segundo a visão keynesiana tradicional, a política fiscal se transmite ao resto da economia basicamente por meio do efeito multiplicador associado à função consumo; assim, expansões fiscais – caracterizadas por aumentos dos gastos públicos ou reduções de impostos – estimulam a economia pela elevação dos gastos privados, ao passo que contrações fiscais geram redução do nível de atividade. De acordo com uma segunda visão, baseada na teoria neoclássica, a política fiscal atua sobre o setor privado principalmente pelo do lado da oferta, podendo gerar efeitos contraditórios sobre o produto: de um lado, aumentos de gastos públicos financiados por taxaço não-distorciva geram um efeito riqueza negativo para os indivíduos, que reagem aumentando sua oferta de trabalho – o que deve levar ao aumento do produto; de outro lado, o financiamento de maiores gastos por meio de impostos distorcivos, que reduzam o incentivo a trabalhar e investir, pode levar à diminuição da oferta de mão de obra e, conseqüentemente, do produto. Além disso, em situações de elevado endividamento público, é possível que contrações fiscais melhorem as expectativas dos agentes privados em relação à solvência das contas públicas, aumentando a confiança e elevando o valor dos ativos privados – e, portanto, levando a maiores níveis de consumo, investimento e produto. Assim, dependendo da forma de financiamento dos gastos públicos e das expectativas quanto à solvência do setor público, essa visão preconiza que os efeitos keynesianos tradicionais da política fiscal podem ser revertidos, de modo que expansões fiscais podem gerar redução do produto, enquanto que contrações fiscais podem expandir a atividade econômica. Por fim, uma terceira visão, também baseada na abordagem neoclássica, mas associada mais diretamente à proposição de “Equivalência Ricardiana”, defende que, sob certas circunstâncias, a política fiscal pode ser neutra no que se refere ao nível de atividade, pois os ganhos temporários de renda advindos de reduções de impostos tendem a ser poupados pelos indivíduos em antecipação à tributação futura requerida para satisfazer a restrição orçamentária intertemporal do governo.¹

A multiplicidade de hipóteses teóricas acerca da relação entre política fiscal e nível de atividade reforça a importância de estudos empíricos voltados para essa questão. Entretanto, a estimação dos efeitos da política fiscal sobre

¹A visão keynesiana tradicional é discutida na maioria dos livros-texto de macroeconomia; a visão neoclássica é discutida em Baxter & King (1993), Ramey (2009), dentre outros; e a proposição de “equivalência ricardiana”, originalmente devida a Barro (1974), é discutida em Barro (1989). Para uma discussão resumida dessas visões, ver Giavazzi et al. (2000), Perotti (2007).

o produto não é tarefa trivial, dada a dificuldade de diferenciar adequadamente o “componente exógeno” das variáveis fiscais (associado a mudanças discricionárias de política) de seu “componente endógeno” (associado ao ciclo econômico). Dependendo da metodologia de estimação utilizada, as conclusões acerca da magnitude (e mesmo do sinal) do “multiplicador da política fiscal” podem variar substancialmente, levando a recomendações de política bastante diferentes.²

Grande parte da literatura empírica procura estimar o impacto da política fiscal no produto a partir de modelos autorregressivos vetoriais (VAR), que permitem identificar os “impulsos fiscais” com base em um conjunto mínimo de restrições teóricas. Em estudos para os EUA, Blanchard & Perrotti (2002), Fatás & Mihov (2001), dentre outros, encontram efeitos positivos das expansões fiscais sobre o nível de atividade. Outros trabalhos encontram efeitos positivos, mas pequenos, de expansões fiscais sobre o produto – ver, dentre outros, Mountford & Uhlig (2002) para os EUA e Castro (2003) para a Espanha.

Os estudos para o Brasil são escassos, e seus resultados ambíguos. A análise de Peres (2009), baseada na metodologia de Blanchard & Perrotti (2002), dá sustentação à visão keynesiana tradicional, no sentido de que elevações inesperadas nos gastos públicos (federais) estão positivamente relacionadas com o produto e elevações na carga tributária líquida estão negativamente relacionadas com o produto. Por outro lado, Mendonça et al. (2009), baseados na abordagem de Mountford & Uhlig (2002), obtém resultados “não-keynesianos”, concluindo que um aumento inesperado do gasto corrente do governo pode conduzir, com elevada probabilidade, a uma retração do produto real, enquanto que um choque positivo na carga tributária líquida pode levar, a médio prazo, a uma resposta positiva do PIB.

Uma limitação da maioria desses estudos é o fato de que não consideram adequadamente o papel da dívida pública na determinação da política fiscal. Conforme apontado por Favero & Giavazzi (2007), ao omitir a dívida pública das equações de gastos e receitas públicas do VAR e ignorar a identidade contábil que descreve a evolução da dívida a partir das variáveis fiscais, tais estudos conduzem a estimativas viesadas dos impactos de choques fiscais. A ideia é que, dado um choque fiscal expansionista, a dívida pública tende a aumentar em relação a seu nível inicial, o que deveria gerar um movimento fiscal compensatório no futuro, caso o governo estivesse preocupado em evitar que a relação dívida/PIB aumentasse indefinidamente. Se o VAR omite a dívida como variável explicativa e não leva em consideração o impacto de choques nos gastos e receitas públicas sobre a evolução da dívida, as funções de resposta a impulso estimadas estarão viesadas.

O objetivo deste trabalho é contribuir para o melhor entendimento dos efeitos da política fiscal na economia brasileira no período 1995 a 2008 a partir de uma análise VAR que leve explicitamente em consideração o papel da

²Vale destacar, por exemplo, o debate recente ocorrido nos EUA acerca da eficácia das medidas de estímulo fiscal adotadas em resposta à crise de 2008-2009: de um lado, autores como Romer & Bernstein (2009) argumentavam, com base em estimativas elevadas dos “multiplicadores fiscais”, que o impacto dessas medidas sobre o produto seria significativo; de outro lado, autores como Cogan et al. (2009) se apoiavam em estimativas mais conservadoras dos multiplicadores fiscais para prever impactos reduzidos sobre o produto. Outras contribuições interessantes para esse debate são, dentre outras, Spilimbergo et al. (2008), Ilzetzki et al. (2009), Christiano et al. (2009), Eggertson (2009), Woodford (2010).

dívida pública na determinação da política fiscal, conforme recomendado por Favero & Giavazzi (2007). O trabalho é composto de três seções, além desta introdução. A Seção 2 apresenta a metodologia econométrica e os dados utilizados; a Seção 3 apresenta e discute os resultados obtidos; a Seção 4 apresenta uma análise de robustez dos resultados e a Seção 5 tece as considerações finais.

2 Metodologia e dados

A análise baseia-se na estimação de um modelo VAR especificado em frequência trimestral da seguinte forma:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p C_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \theta_i d_{t-i} + \Psi_t + u_t \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Na especificação básica adotada no trabalho, \mathbf{Y} é um vetor 3×1 que inclui as receitas públicas (τ), os gastos públicos (g) e o PIB (y), todos dessazonalizados e em logaritmos; em uma especificação alternativa, \mathbf{Y} inclui também a taxa de juros real sobre a dívida (j). A matriz Ψ inclui componentes determinísticos (constante e tendência linear), C_i e θ_i são matrizes de coeficientes (respectivamente 3×3 e 3×1 na especificação básica), \mathbf{u} é o vetor de resíduos do VAR e a variável d representa a relação entre a dívida pública e o PIB, cuja evolução é dada pela equação (2):

$$d_t = \left(\frac{1 + j_t}{1 + \Delta y_t} \right) d_{t-1} + \frac{\exp(g_t) - \exp(\tau_t)}{\exp(y_t)} + \mu_t \quad (2)$$

Nessa equação, o termo μ representa todos os demais fatores que podem afetar a dinâmica da dívida, como ajustes patrimoniais e os déficits das empresas estatais (que não entram no cômputo dos gastos e receitas públicas incluídos no VAR). Para a presente análise, tais fatores são considerados exógenos.³

A análise compreende quatro etapas básicas. Primeiro, define-se a ordem de defasagem do VAR com base no Critério de Informação de Schwarz e estima-se o modelo selecionado, verificando-se a adequação do modelo aos dados com base em testes de autocorrelação residual e estabilidade estrutural.

Cabe notar que não há preocupação explícita em testar a presença de raízes unitárias nos processos geradores das séries analisadas, por várias razões: (i) a extensão da amostra é muito curta para uma análise de raiz unitária e cointegração minimamente confiável e que faça sentido;⁴ (ii) conforme ressaltado por Lutkepohl (2004), dentre outros, mesmo na presença de processos integrados as funções de resposta a impulso de modelos VAR podem ser calculadas e interpretadas da forma usual; (iii) as funções de resposta a impulso estimadas apresentam, como se verá a seguir, comportamento razoavelmente “bem comportado” e condizente com argumentos teóricos, o que reforça a confiança nos resultados obtidos.

Vale observar também que a evolução de d é dada por (2) por definição, de modo que essa restrição está automaticamente considerada nos dados; logo,

³Esta é uma hipótese simplificadora, pois os ajustes patrimoniais e os déficits das estatais também podem responder, pelo menos parcialmente, a choques nas variáveis consideradas endógenas no VAR. Entretanto, dado o reduzido tamanho da amostra, opta-se por uma especificação mais parcimoniosa que não inclui tais variáveis no VAR.

⁴Para uma discussão das dificuldades na aplicação de testes de raiz unitária em amostras pequenas, ver Campbell & Perron (1991).

a estimação de (1) pode ser feita da forma usual, sem quaisquer restrições adicionais. Por outro lado, conforme destacado por Favero & Giavazzi (2007), é fácil constatar a partir de (2) que a razão dívida/PIB depende de forma não linear de todas as defasagens das variáveis incluídas no VAR:

$$d_t = \prod_{i=0}^{t-1} \left(\frac{1 + j_{t-i}}{1 + \Delta y_{t-i}} \right) d_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \left(\frac{\exp(g_{t-i}) - \exp(\tau_{t-i})}{\exp(y_{t-i})} + \mu_t \right) \prod_{s=0}^{i-1} \left(\frac{1 + j_{t-s}}{1 + \Delta y_{t-s}} \right)$$

Isso significa que, mesmo que o VAR inclua como variáveis endógenas todas as variáveis relevantes para explicar a evolução da dívida, o uso de um número reduzido de defasagens impede que essa evolução seja captada adequadamente pelo VAR – e, portanto, que as FRI estejam estimadas corretamente. Assim, a relevância de se considerar a restrição (2) explicitamente diz respeito apenas ao cálculo das funções de resposta a impulso do modelo, e não à estimação do VAR na forma reduzida.

Na segunda etapa, o modelo VAR estrutural é identificado a partir da imposição de restrições sobre a matriz de variância-covariância dos choques estruturais e sobre a matriz de relações contemporâneas entre as variáveis endógenas do sistema. Defina o VAR estrutural como:

$$BY_t = \sum_{i=1}^p \Gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \xi_i d_{t-i} + \Lambda_t + \varepsilon_t \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

onde $\Gamma_i = BC_i$, $\xi_i = B\theta_i$, $\Lambda_t = B\Psi_t$, $\varepsilon_t = Bu_t$ e a matriz de variância-covariância dos choques estruturais é dada por:

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \begin{cases} \Sigma_\varepsilon & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$$

O primeiro conjunto de restrições, que é usual em análises baseadas em modelos VAR, impõe que a matriz Σ_ε seja diagonal – ou seja, que os choques estruturais não sejam correlacionados contemporaneamente.

O segundo conjunto de restrições refere-se à matriz de relações contemporâneas **B**. Note que, após normalização dessa matriz, a relação entre os choques estruturais e os erros na forma reduzida pode ser expressa como:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t^r \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & 1 & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^r \\ u_t^g \\ u_t^y \end{bmatrix}$$

Para identificação do modelo na forma estrutural, são necessárias pelo menos três restrições adicionais à matriz **B**. No que segue, consideram-se restrições-zero nos coeficientes fora da diagonal principal da matriz, que dependem de hipóteses acerca da ocorrência (ou não) de respostas contemporâneas de cada variável a choques nas demais variáveis do sistema.

Inicialmente, cabe notar que, pela própria definição das Contas Nacionais, os gastos públicos devem afetar contemporaneamente o produto, de modo que o coeficiente b_{32} deve ser mantido irrestrito; logo, as restrições requeridas para identificação do modelo estrutural devem referir-se aos demais coeficientes da matriz **B**. As primeiras duas restrições são sugeridas pelas características do

processo decisório dos gastos governamentais, que é relativamente lento, de modo que parece razoável supor que os gastos em determinado trimestre não sejam afetados contemporaneamente por choques no PIB e nas receitas tributárias; logo, devemos ter $b_{21} = b_{23} = 0$. A terceira restrição baseia-se na hipótese de que os gastos privados de consumo e investimento em determinado trimestre, que constituem a maior parte do PIB, sejam em grande medida predeterminados, e portanto independentes de choques tributários no próprio trimestre – de modo que pode-se supor $b_{31} = 0$. Esse conjunto de restrições, que é suficiente para identificar o modelo, compõe o esquema básico de identificação adotado na análise a seguir. A matriz \mathbf{B} fica, assim, dada por:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & b_{32} & 1 \end{bmatrix}$$

Cabe ressaltar que tal conjunto de restrições está em linha com argumentos apresentados, dentre outros, por Fatás & Mihov (2001), Blanchard & Perrotti (2002) e equivale a um esquema de identificação baseado na decomposição de Cholesky, com ordenação g, y, τ .

Vale notar que, nesse esquema de identificação, mantêm-se irrestritos os coeficientes b_{12} e b_{13} , o que implica supor que as receitas tributárias respondam contemporaneamente a choques nos gastos públicos e no PIB. Estas não são, porém, hipóteses incontroversas. Primeiro, apesar de ser possível que as receitas tributárias reajam a choques contemporâneos nos gastos governamentais – por meio, por exemplo, de maior esforço de arrecadação e fiscalização –, também é possível que um trimestre seja período muito curto para permitir esse tipo de reação. Segundo, apesar de parecer razoável supor que a receita tributária varie com o PIB por este constituir uma aproximação da base de arrecadação, é possível que, devido às defasagens no processo de arrecadação de diversos impostos, choques no PIB em certo trimestre t tenham impacto relativamente pequeno sobre a receita tributária no mesmo trimestre. Na Seção 4 discutem-se os resultados obtidos a partir de conjuntos alternativos de restrições – alguns dos quais impõem restrições de sobreidentificação que podem ser testadas por testes de razão de verossimilhança – nos quais algumas das hipóteses adotadas no esquema básico de identificação são relaxadas com o intuito de verificar a robustez dos resultados encontrados.

Na terceira etapa da análise, calculam-se as funções de resposta a impulso (FRI) a partir do modelo estrutural identificado na etapa anterior, levando-se explicitamente em consideração a restrição imposta pela equação de evolução da dívida, (2). Além das estimativas pontuais, calculam-se também intervalos de confiança por bootstrap para as FRI, a partir de 5000 reamostragens dos resíduos do VAR. Essas FRI são comparadas às FRI obtidas a partir de um VAR que omite a dívida pública como variável explicativa; dessa forma, pode-se avaliar a direção e magnitude do viés incorrido na estimação das FRI quando o papel da dívida pública na determinação da política fiscal não é considerado adequadamente.

Uma questão relevante no uso de modelos VAR para estimar o impacto da política fiscal é a possibilidade de que a política fiscal seja antecipada pelos agentes econômicos. Nesse caso, conforme ressaltado por vários autores, os “choques” identificados pelo modelo VAR não estariam captando os verdadei-

ros impulsos fiscais.⁵ A fim de verificar se os choques estruturais estimados são “previsíveis”, estimam-se, na quarta e última etapa da análise, regressões desses choques nos valores defasados da razão dívida/PIB e do déficit primário do setor público consolidado e testa-se a hipótese de que todos os coeficientes da regressão são nulos. Sob a hipótese nula, os choques estruturais não seriam previsíveis e o problema de antecipação dos choques fiscais não seria tão relevante.

As séries analisadas referem-se ao período 1995:1-2008:4. As séries de receitas tributárias, gastos públicos e PIB são dessazonalizadas pelo método X-12 ARIMA e utilizadas em logaritmo nas estimações. A Figura 1 apresenta a evolução das séries analisadas. As fontes dos dados são: (i) PIB: índice encadeado do IBGE; (ii) gastos primários e receitas tributárias do setor público consolidado (exclusive empresas estatais) : dados nominais fornecidos pela Coordenação de Finanças Públicas do IPEA, deflacionados pelo deflator implícito do PIB;⁶ (iii) taxa de juros real sobre a dívida: calculada implicitamente a partir dos dados de dívida e juros do BCB;⁷ (iv) ajustes patrimoniais e demais fatores determinantes da evolução da dívida pública: BCB. Tendo em vista que a análise baseia-se em dados trimestrais, a amostra utilizada acaba sendo muito curta (56 observações ao todo). A fim de aumentar a amostra, seria possível considerar alguma proxy mensal para o PIB, como o índice de produção industrial; mas, dado que as séries de finanças públicas para o setor público consolidado estão disponíveis apenas em base trimestral, essa alternativa não é viável, não havendo muito o que fazer a esse respeito, além de interpretar os resultados com a devida cautela.

3 Resultados

Nesta seção,⁸ apresentam-se os resultados obtidos sob a especificação do VAR que inclui no vetor **Y** os gastos públicos, as receitas tributárias e o PIB. O modelo na forma estrutural é identificado a partir do esquema básico descrito na seção anterior.

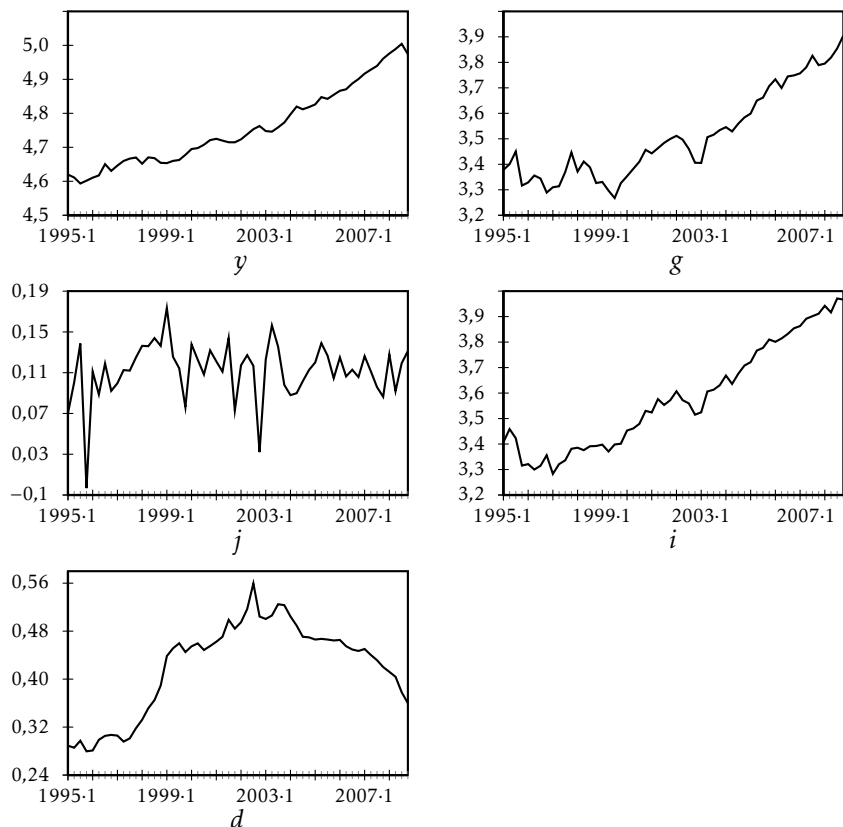
3.1 Especificação e análise de adequação do modelo

O VAR é especificado com apenas uma defasagem, em conformidade com o Critério de Informação de Schwarz. A realização do teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey sugere a presença de alguma autocorrelação residual, mas esse problema não parece muito relevante, dada a significância apenas marginal (a 15%) de algumas das estatísticas de teste (ver Tabela 1). Vale notar que esse resultado persiste mesmo quando o modelo é especificado com mais defasagens das variáveis endógenas. Tendo em vista o pequeno tamanho da amostra e a consequente preocupação de se obter uma especificação parcimoniosa, conclui-se pela adequação da especificação com uma defasagem.

⁵Ver, em particular, Leeper et al. (2008), Blanchard & Perrotti (2002), Ramey (2009), dentre outros, também discutem essa questão.

⁶A metodologia de construção da série de tributação trimestral está descrita em (Dos Santos & Costa 2008); a partir dessa série e dos dados referentes ao déficit primário do setor público, disponibilizados pelo Banco Central do Brasil, obtém-se a série de gastos por meio da identidade: déficit primário = receitas tributárias - despesas primárias.

⁷A taxa de juros real implícita é obtida pela razão entre o montante de juros pagos e o estoque

**Figura 1:** Evolução das séries analisadas - 1995/2008**Tabela 1:** Escolha da ordem de defasagens do VAR

Defasagens	Critério de informação de Schwartz	Estatística-LM do teste de autocorrelação			
		$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$
1	-14,35335	13,65632 (0,1351)	10,59710 (0,3043)	4,181077 (0,8991)	13,37222 (0,1465)
2	-13,96285	19,55426 (0,0209)	5,199983 (0,8165)	3,238423 (0,9541)	15,21594 (0,0852)
3	-13,61909	12,53037 (0,1850)	9,720761 (0,3736)	9,923540 (0,3567)	12,65875 (0,1787)
4	-13,35631	7,844621 (0,5499)	4,341514 (0,8875)	12,80249 (0,1717)	6,173754 (0,7224)

P-valor entre parênteses.

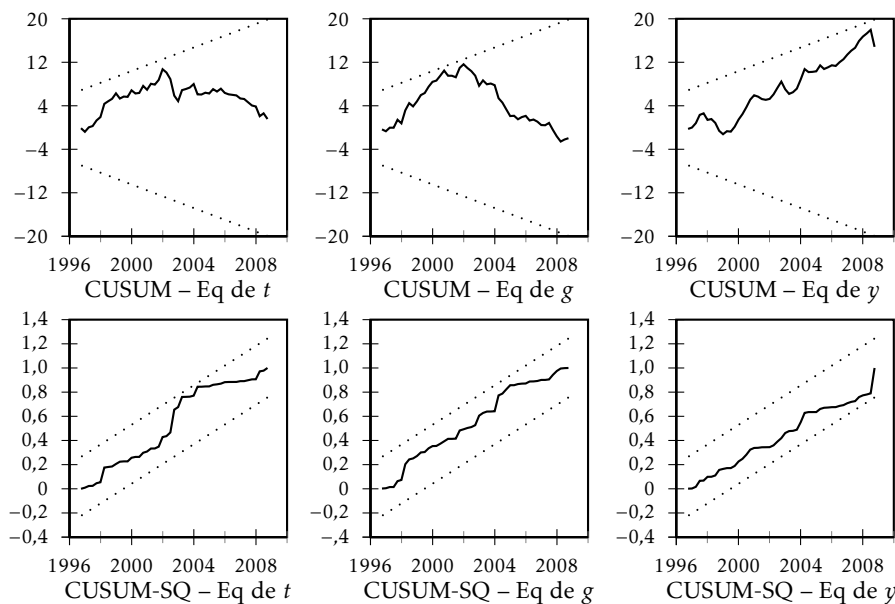


Figura 2: Testes CUSUM e CUSUM-SQ (nível de significância de 5%)

A fim de verificar a hipótese de estabilidade dos coeficientes do VAR ao longo da amostra, a Tabela 2 e a Figura 1 apresentam os resultados de duas variantes do teste de Chow usualmente empregadas em análises de séries temporais – o “teste de ponto de quebra” (“break-point Chow”) e o “teste de previsão” (“forecast Chow”) -, além das estatísticas CUSUM e CUSUM-SQ.⁹ Os testes de Chow são realizados para uma possível quebra em 2003:1, com p-valores calculados com base no procedimento de bootstrap sugerido por Candelon & Lutkepohl (2001). Essa possível data de quebra refere-se ao início do Governo Lula, que poderia ter representado uma mudança na condução da política macroeconômica brasileira em geral e da política fiscal em particular.¹⁰

Tabela 2: Testes de estabilidade estrutural do VAR

Data de quebra	“Break-point Chow”		“Forecast Chow”	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
2003:1	84,2688	0,0010	0,9322	0,5900

da dívida em cada período, corrigida pela variação do deflator do PIB.

⁸Para a análise econométrica, foram usados os pacotes J-Multi 4.23 e Eviews 5.0.

⁹Para uma breve apresentação e discussão desses testes, ver Lutkepohl (2004). Para o cálculo do valor crítico do teste CUSUM-SQ, usou-se a fórmula sugerida por Edgerton & Wells (1994).

¹⁰Outras possíveis datas de quebra poderiam ser consideradas; por exemplo, segundo Giambiagi (2006), o ano de 1999 teria sido um “momento divisor da política econômica do país”; e, segundo Dos Santos & Ribeiro (2008), o comportamento da arrecadação tributária teria sofrido uma quebra estrutural a partir de 2005. Essas datas parecem, porém, muito próximas do início e do fim da amostra, respectivamente, o que prejudicaria a implementação e interpretação dos testes de quebra estrutural correspondentes. De qualquer forma, cabe informar que foram realizados testes também para essas datas, cujos resultados revelam-se, assim como os testes para quebra em 2003:1, inconclusivos. Os resultados desses testes podem ser obtidos junto aos autores.

Os resultados apresentados na Tabela 2 e na Figura 1 são ambíguos. Há alguns indícios de que o modelo pode não ser estável – em conformidade com os resultados de Mendonça et al. (2008), Dos Santos & Ribeiro (2008), que apontam para a ocorrência de quebras estruturais no comportamento de algumas variáveis fiscais brasileiras no período sob análise –; em particular, o “teste de ponto de quebra de Chow” (“break-point Chow”) indica a ocorrência de uma quebra em 2003:1. Por outro lado, o “teste de previsão de Chow” (“forecast Chow”) e os testes CUSUM e CUSUM-SQ não rejeitam a hipótese de estabilidade estrutural do VAR aos níveis de significância usuais. Dado que a literatura não fornece critérios bem definidos para que algum dos testes realizados possa ser considerado superior aos demais, os resultados dos testes são inconclusivos. Vale notar, contudo, que: (i) em uma amostra com apenas 55 observações é possível que os testes realizados sobre-rejeitem a hipótese nula de estabilidade estrutural (mesmo que os p-valores do teste estejam baseados no método de bootstrap sugerido por Candelon & Lutkepohl (2001)); (ii) há indícios de alguma estrutura ARCH nos resíduos,¹¹ o que pode resultar de certa concentração de volatilidade em um dos subperíodos analisados; nesse caso, seria razoável esperar que, sob estabilidade dos parâmetros do VAR ao longo da amostra, o teste de previsão de Chow não indicasse uma quebra estrutural, mas que a estatística do teste de ponto de quebra de Chow, que testa também a igualdade da matriz de variância-covariância entre subperíodos, fosse significativa. Tendo em vista tais observações, e considerando também, de um ponto de vista pragmático, que a estimação do VAR por subperíodo não seria viável por falta de graus de liberdade, opta-se por prosseguir a análise sob a hipótese de que o VAR estimado é razoavelmente estável. Evidentemente, os resultados a seguir dependem da validade dessa hipótese e devem ser adequadamente qualificados.

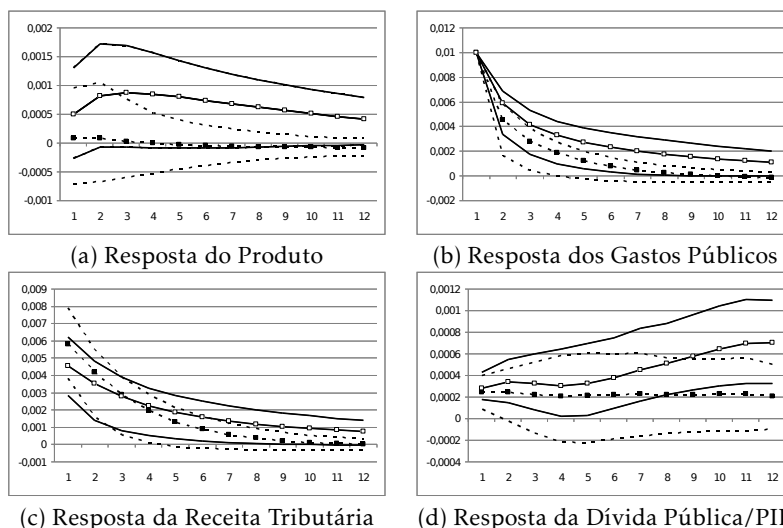
3.2 Simulação de um choque de gasto público

A Figura 3 apresenta as respostas do PIB, gastos públicos e receita tributária, bem como a evolução da razão dívida/PIB, a um choque de 1% nos gastos públicos para o VAR que exclui a dívida pública (linhas sólidas com marcadores claros) e para o VAR que inclui a dívida como variável exógena, acrescido da equação de evolução da dívida (linhas tracejadas com marcadores escuros). O gráfico também inclui os intervalos de confiança calculados por bootstrap para as FRI, a partir de 5000 reamostragens dos resíduos do VAR.

Observa-se, na Figura 3(a), que o efeito de um aumento dos gastos públicos sobre o PIB é muito diferente nos dois modelos VAR considerados. Em particular, no VAR que exclui a dívida os gastos têm efeito positivo sobre o produto – sendo tal efeito próximo da significância estatística ao nível de 10%¹² –, en-

¹¹O teste multivariado para resíduos ARCH, descrito em Lutkepohl (2004), não rejeita a hipótese nula de ausência de estrutura ARCH para as primeiras 3 defasagens, mas rejeita essa hipótese, ao nível de 5%, para a quarta defasagem dos resíduos do VAR. Vale ressaltar que a possível presença de resíduos ARCH não deve comprometer os principais resultados da análise, que está baseada em relações de dependência linear entre as variáveis. Este é, provavelmente, um dos motivos pelos quais análises baseadas em modelos VAR não costumam preocupar-se com a possível presença de resíduos ARCH.

¹²Cabe ressaltar que é comum que as FRI de modelos VAR estimados a partir de amostras pequenas sejam pouco significativas estatisticamente, de modo que a significância marginal ao nível de 10% pode ser considerada um indício bastante razoável de que o efeito estimado seja, de fato, positivo.



(a) Resposta do Produto (b) Resposta dos Gastos Públicos
 (c) Resposta da Receita Tributária (d) Resposta da Dívida Pública/PIB
 Obs.: Linhas sólidas = VAR que exclui a dívida pública; linhas tracejadas= VAR que inclui a dívida. As linhas com marcadores são as estimativas pontuais da FRI; as linhas sem marcadores mostram o intervalo de confiança a 90% calculado por bootstrap.

Figura 3: Respostas a um choque de 1% nos Gastos Públicos

quanto que, no VAR que inclui a dívida, a resposta do produto é próxima de zero para todos os períodos considerados. Cabe notar que, apesar das FRI em questão não serem significativamente diferentes aos níveis de confiança usuais, elas são estatisticamente diferentes para níveis de confiança de 70% ou menos. Além disso, é interessante observar que a resposta do PIB no VAR sem dívida encontra-se fora do intervalo de confiança para o PIB com dívida a partir do 3º período após o choque. Há, portanto, evidências de que a inclusão da dívida pública no VAR realmente faz diferença na estimação da resposta do produto a um choque de gasto público.

Uma explicação para essa diferença pode ser obtida pela análise das Figuras 3(b) e 3(c), que mostram a resposta dos gastos e das receitas tributárias ao choque de gastos. Inicialmente, a Figura 3(b) mostra que, no VAR que inclui a dívida, o choque de gasto é menos persistente do que no VAR sem dívida; em outras palavras, após um choque de gastos, o VAR que inclui a dívida prevê um retorno mais rápido dos gastos ao nível inicial (pré-choque). Esse padrão é possivelmente explicado pelo impacto do choque dos gastos sobre a razão dívida/PIB, que tende a aumentar; caso haja uma preocupação explícita das autoridades fiscais em manter a dívida sob controle, é razoável esperar que nos períodos seguintes os gastos sejam reduzidos mais fortemente, conforme verificado na Figura. Além disso, também se poderia esperar uma resposta das autoridades fiscais baseada no aumento de impostos; e, de fato, a Figura 3(c) mostra que, em resposta ao choque de gastos, inicialmente os impostos tendem a aumentar mais fortemente no VAR com dívida relativamente ao VAR sem dívida (apesar dessa diferença ser pouco significativa estatisticamente).

Por fim, vale notar que a explicação acima é compatível com a Figura 3(d), que apresenta a evolução da razão dívida/PIB em resposta ao choque de gasto público sob os dois modelos VAR considerados. Cabe ressaltar que, independentemente da dívida pública aparecer ou não no modelo VAR, sua evolução

pode ser sempre calculada a partir da equação (2). A Figura 3(d) mostra com clareza que o choque de gasto público apresenta um efeito permanente sobre a razão dívida/PIB. Inicialmente, a evolução da dívida é bastante semelhante nos dois modelos; mas, após alguns períodos, a dívida continua crescendo no VAR sem dívida, enquanto que estabiliza no VAR com dívida. É interessante observar que, após 8 períodos, as estimativas pontuais das FRI obtidas em cada VAR saem do intervalo de confiança para o outro VAR; apesar de não ser possível afirmar que essas FRI sejam estatisticamente diferentes ao nível de significância usuais, elas são diferentes para níveis de confiança de 70% ou menos. Há, portanto, indícios razoáveis de que a evolução da razão dívida/PIB seja, de fato, diferente sob os dois modelos.

Os resultados acima são compatíveis com a ideia de que o VAR sem dívida não capta adequadamente a resposta de política fiscal a um choque inicial de gasto público, caso as autoridades realmente estejam preocupadas em estabilizar a dívida – que parece ter sido a preocupação das autoridades brasileiras em grande parte do período analisado. Em particular, em uma situação de “restrição fiscal”, a estimativa do efeito de um choque de gasto público sobre o nível de atividade pode estar viesada, caso não leve adequadamente em consideração o efeito adverso desse choque sobre a evolução da razão dívida/PIB e a consequente resposta de política (reduzindo gastos ou aumentando impostos) visando manter a dívida sob controle.

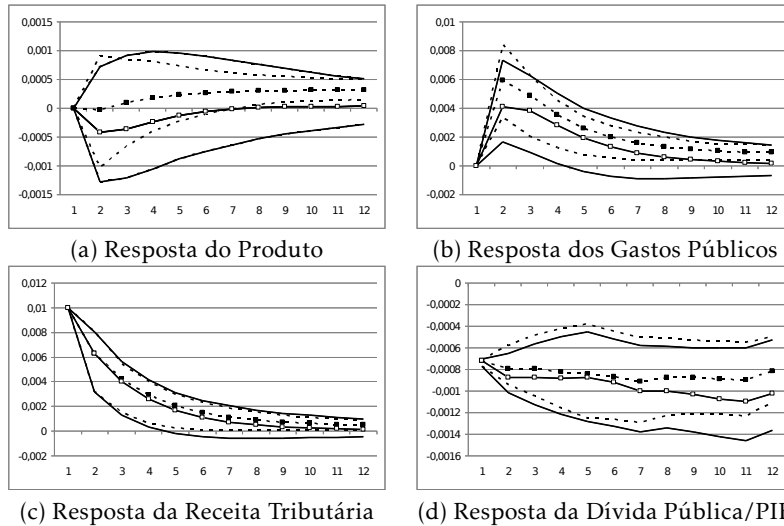
Cabe ressaltar que o aumento de gasto público pode ter um impacto direto sobre a razão dívida/PIB, associado ao aumento do déficit primário, e também um impacto indireto, associado à possível elevação da taxa de juros sobre a dívida – que poderia ocorrer, por exemplo, devido ao maior risco de insolvência da dívida percebido pelos agentes privados. Ao omitirem a taxa de juros como variável endógena, ambos os modelos VAR acima (com e sem dívida) podem, portanto, estar captando de forma inadequada o efeito indireto, via canal da taxa de juros, dos gastos públicos sobre a dívida; em particular, tais modelos podem estar subestimando o impacto adverso do choque de gasto sobre a dívida, pelo menos em um primeiro momento.

Em suma, os resultados acima parecem indicar que a consideração explícita do papel da dívida pública na evolução das variáveis fiscais – em particular, a necessidade de responder a choques nos gastos públicos de modo a estabilizar a razão dívida/PIB – deve levar à estimação de menores efeitos dos gastos públicos sobre o nível de atividade no período analisado. Evidentemente, tal conclusão é válida para o período sob análise, durante o qual as preocupações com a solvência da dívida eram muitas, mas não necessariamente para períodos em que a dívida esteja sob controle.

3.3 Simulação de um choque de tributação

A Figura 4 apresenta as respostas do PIB, gastos públicos, receita tributária e razão dívida pública/PIB, a um choque de 1% na receita tributária para os dois modelos VAR considerados. Novamente, as linhas sólidas referem-se ao VAR que exclui a dívida pública e as linhas tracejadas referem-se ao VAR que inclui a dívida.

No caso do choque de receita tributária, as diferenças entre as FRI estimadas para cada modelo são menos significativas estatisticamente do que no caso do choque de gasto; entretanto, as estimativas pontuais permitem interpretações compatíveis com os argumentos anteriores. Em particular, a Figura 4(a)



Obs.: Linhas sólidas = VAR que exclui a dívida pública; linhas tracejadas= VAR que inclui a dívida. As linhas com marcadores são as estimativas pontuais da FRI; as linhas sem marcadores mostram o intervalo de confiança a 90% calculado por bootstrap.

Figura 4: Respostas a um choque de 1% na Receita Tributária

mostra que o impacto inicial sobre o PIB acarretado pelo aumento de 1% na receita tributária deve ser negativo no VAR sem dívida, mas nulo no VAR com dívida. Esse resultado é compatível com a ideia de que um choque positivo de receita, que nada mais é do que um aumento de receita não explicado pelos valores passados ou correntes das variáveis consideradas, deve levar a uma redução da razão dívida/PIB e, portanto, a um “relaxamento” da restrição fiscal. Isso possibilita um aumento dos gastos públicos cujo impacto positivo sobre a demanda agregada pode acabar compensando o impacto negativo do aumento de tributação sobre o nível de atividade. Ao não captar adequadamente o impacto do choque de receita sobre a dívida, e desta sobre as variáveis fiscais, as FRI do VAR sem dívida estariam, assim, viesadas.

Essa interpretação parece ser corroborada pelos demais gráficos da Figura 4. De fato, a Figura 4(b) mostra que, em resposta ao choque tributário, os gastos públicos aumentam mais fortemente no VAR com dívida – o que acaba levando a uma menor redução da razão dívida/PIB (Figura 4(d)).

É interessante notar que, segundo a Figura 4(c), a evolução da receita tributária em resposta a seu próprio choque é bastante semelhante nos dois modelos VAR considerados. Isso pode indicar que a redução da razão dívida/PIB causada por um aumento inesperado de receita tributária afeta predominantemente a evolução dos gastos públicos, apresentando um efeito de “feedback” relativamente pequeno sobre a receita tributária.

3.4 Previsibilidade dos choques estruturais

Conforme ressaltado por Leeper et al. (2008), dentre outros, caso a política fiscal seja antecipada pelos agentes econômicos os “choques” identificados por meio de um modelo VAR não estarão captando os verdadeiros impulsos fiscais. A fim de verificar se esse problema é relevante no presente contexto, nesta seção estimam-se regressões dos choques estruturais de gastos e de re-

ceitas tributárias identificados acima nos valores defasados de diferentes conjuntos de regressores, e testa-se a hipótese de que todos os coeficientes da regressão são nulos. Sob a hipótese nula, os choques estruturais não são previsíveis e o problema de antecipação dos choques fiscais não é tão relevante. Sob a hipótese alternativa, os choques estruturais são “previsíveis” e a interpretação da análise de resposta a impulso fica comprometida.

A Tabela 3 apresenta os resultados de testes-F para exclusão de diferentes conjuntos de regressores defasados – PIB, gastos públicos, receitas tributárias, razão dívida/PIB e taxa de juros real sobre a dívida, além dos próprios choques defasados – em equações tendo como variáveis dependentes as séries estimadas dos choques estruturais nos gastos públicos e nas receitas tributárias. Evidentemente, os regressores utilizados constituem parcela muito pequena do conjunto completo de informações disponíveis em cada ponto do tempo, de modo que essas regressões devem ser vistas como uma primeira aproximação ao problema.

Tabela 3: Testes de “previsibilidade” dos choques estruturais

Regressores	Variável dependente:			
	choque de gasto público ($\hat{\varepsilon}_t^g$)		choque de receita tributária ($\hat{\varepsilon}_t^\tau$)	
	Est.-F	p-valor	Est.-F	p-valor
y_{t-1}, \dots, y_{t-4}	0,2963	0,8789	0,4470	0,7740
g_{t-1}, \dots, g_{t-4}	2,2147	0,0824	0,4106	0,8001
$\tau_{t-1}, \dots, \tau_{t-4}$	0,2800	0,8894	0,7196	0,5830
d_{t-1}, \dots, d_{t-4}	1,4571	0,2311	0,4274	0,7881
j_{t-1}, \dots, j_{t-4}	0,4061	0,8032	0,1708	0,9522
$\hat{\varepsilon}_{t-1}^g, \dots, \hat{\varepsilon}_{t-4}^g$	1,1272	0,3557	0,7291	0,5768
$\hat{\varepsilon}_{t-1}^\tau, \dots, \hat{\varepsilon}_{t-4}^\tau$	1,0764	0,3794	1,7875	0,1480

Período da estimação: 1996:3-2008:4 (50 observações)

Observa-se que, ao nível de 5% de significância, os choques estruturais estimados não parecem ser explicados por nenhum dos conjuntos de regressores considerados. Aos níveis de 10% e 15% de significância, porém, os gastos públicos defasados ajudam a prever os choques de gasto e os choques tributários defasados ajudam a prever os choques tributários contemporâneos. Há, assim, alguns indícios de que os choques estruturais podem ser parcialmente previsíveis a partir de informações passadas; tais indícios não parecem tão fortes a ponto de comprometer a análise, mas implicam a necessidade de que os resultados sejam interpretados com a devida cautela, bem como a relevância de estudos posteriores visando investigar a robustez dos resultados à hipótese de antecipação das medidas fiscais pelos agentes econômicos.

4 Análise de robustez

O objetivo desta seção é verificar se os resultados anteriores permanecem inalterados diante de uma reespecificação do VAR que inclua a taxa de juros real no vetor de variáveis endógenas ou da adoção de procedimentos alternati-

vos de identificação da forma estrutural. Por razões de espaço, os resultados são apresentados em detalhe no apêndice e apenas brevemente discutidos no texto.

4.1 Inclusão da taxa de juros real no var

Inicialmente, cabe notar que, em termos teóricos, o VAR que inclui a taxa de juros real sobre a dívida deveria ser preferível ao VAR analisado na seção anterior, pois é razoável esperar que a omissão dessa variável possa causar algum tipo de viés na estimação das FRI de interesse. Entretanto, dado o reduzido tamanho da amostra, a questão da parcimônia na especificação de modelos VAR ganha grande relevância, de modo que é possível que o modelo que exclui a taxa de juros apresente resultados mais confiáveis do que o modelo “ampliado”. De fato, constata-se que a inclusão da taxa de juros real no VAR torna muito mais difícil a tarefa de se encontrar uma especificação razoavelmente adequada aos dados – isto é, que não apresente problemas de especificação. Em particular, o VAR ampliado sugerido pelo Critério de Informação de Schwarz – com uma defasagem – caracteriza-se pela presença de autocorrelação residual, conforme Tabela A.2, no Apêndice Apêndice A; além disso, a realização de testes de estabilidade estrutural aponta para problemas de instabilidade possivelmente mais graves do que no VAR que exclui a taxa de juros, conforme Tabela A.2 e Figura A.1. Dado que os resultados dos testes de estabilidade permanecem basicamente inalterados quando o VAR é especificado com maior número de defasagens e o problema de autocorrelação só parece resolver-se com a especificação do VAR com 4 defasagens –que implicaria estimar 19 parâmetros em cada uma das 4 equações do modelo, além de 10 parâmetros da matriz de variância-covariância dos resíduos, a partir de um amostra com apenas 52 observações úteis –, opta-se por trabalhar com a especificação mais parcimoniosa.

No que se refere aos efeitos de choques nos gastos públicos e nas receitas tributárias, a inclusão de uma variável adicional no VAR leva, conforme esperado, a significativa perda de precisão nas estimativas, refletidas nos intervalos de confiança mais largos para as FRI (Apêndice Apêndice B). Alguns dos principais resultados são, porém, qualitativamente semelhantes aos discutidos na seção anterior. Em particular, as estimativas pontuais das FRI no VAR que inclui a dívida caracterizam-se, relativamente ao VAR sem dívida, por: (i) menor efeito do choque de gasto público sobre o produto (para todo o horizonte de tempo considerado); (ii) menor persistência do choque de gasto; (iii) maior resposta contemporânea da receita tributária ao choque de gasto; (iv) evolução mais favorável da dívida pública em resposta ao choque de gasto; (v) menor impacto negativo inicial do choque de receita tributária sobre o PIB; (vi) resposta ligeiramente mais forte do gasto público ao choque tributário; (vii) menor redução da razão dívida/PIB em resposta ao choque tributário. Assim, apesar da baixa significância estatística das diferenças entre as FRI estimadas, pode-se concluir pela relativa robustez de alguns dos principais resultados da análise anterior à inclusão da taxa de juros no VAR.

Há, porém, uma diferença importante em relação aos resultados anteriores: no VAR que inclui a dívida, o efeito do choque de gasto sobre o PIB é inicialmente nulo ou negativo, mas com o passar do tempo torna-se positivo, aproximando-se da significância estatística ao nível de 10% após 12 períodos. Ou seja, apesar da consideração explícita do papel da dívida pública levar,

como antes, a um menor efeito estimado do choque de gasto sobre o PIB, esse efeito é, agora, positivo a médio prazo. Uma explicação para esse fenômeno poderia basear-se na resposta da taxa de juros ao choque de gasto. Observa-se que a taxa de juros sobe inicialmente – possivelmente devido a algum tipo de preocupação com a solvência da dívida –, mas depois cai abaixo do nível pré-choque – possivelmente como consequência da resposta de política econômica baseada no aumento de impostos e na redução dos gastos, que reforçaria a confiança dos agentes privados na solvência da dívida. Isso levaria a uma evolução mais favorável da razão dívida/PIB, a uma melhora nas expectativas dos agentes e a uma menor necessidade de cortar rapidamente os gastos públicos – que, de fato, permanecem acima do nível pré-choque (ao nível de significância de 10%) mesmo após 12 períodos –, o que permitiria explicar a evolução favorável do PIB em resposta ao choque de gasto.

Apesar de teoricamente plausíveis, alguns dos resultados obtidos com o VAR “ampliado” ficam sob suspeita devido aos problemas de especificação apontados acima. De modo geral, porém, os resultados parecem corroborar a conclusão de que a consideração explícita do papel da dívida pública na evolução das variáveis fiscais deve levar à estimação, de um lado, de menores efeitos positivos dos gastos públicos e, de outro lado, de menores efeitos negativos das receitas tributárias sobre o nível de atividade.

4.2 Procedimentos alternativos de identificação do var estrutural

A análise das funções de resposta a impulso na Seção 3 está baseada em algumas hipóteses relativamente controversas acerca das respostas contemporâneas de cada variável a choques nas demais variáveis do modelo – isto é, acerca dos coeficientes da matriz de relações contemporâneas **B**. Em particular, as seguintes hipóteses podem ser questionadas:

(a) $b_{13} \neq 0$ (receita tributária afetada contemporaneamente pelo PIB) – Apesar dessa hipótese parecer razoável, é possível que, devido às defasagens no processo de arrecadação de diversos impostos, choques no PIB em certo trimestre t tenham impacto relativamente pequeno sobre a receita tributária no mesmo trimestre.

(b) $b_{31} = 0$ (PIB não afetado contemporaneamente pela receita tributária) – Essa hipótese baseia-se na ideia de que os gastos privados de consumo e investimento não são afetados contemporaneamente por aumentos de tributos, que pode ser incorreta.

(c) $b_{12} \neq 0$ (receita tributária afetada contemporaneamente pelo gasto público) – Apesar de ser possível que as receitas tributárias reajam a choques contemporâneos nos gastos governamentais, também é possível que um trimestre seja período muito curto para permitir esse tipo de reação.

(d) $b_{21} = 0$ (gasto público não afetado contemporaneamente pela receita tributária) – Essa hipótese baseia-se na ideia de que o processo decisório dos gastos governamentais é relativamente lento; entretanto, assim como se considera a possibilidade da receita tributária reagir contemporaneamente a um choque de gastos, também se poderia considerar a possibilidade dos gastos reagirem aos choques de receita – por exemplo, através do adiamento de despesas de custeio ou investimento em face de uma redução abrupta de receita.

A plausibilidade de cada uma dessas hipóteses seria idealmente aferida a partir do conhecimento adequado do funcionamento das instituições fiscais no país. Na ausência de conhecimento suficiente a esse respeito, nesta seção

discutem-se os resultados obtidos a partir de quatro esquemas alternativos de identificação que relaxam uma ou mais dessas hipóteses. Vale notar que foram testadas combinações adicionais de hipóteses, cujas restrições de sobreidentificação foram rejeitadas – motivo pelo qual não se reportam os resultados correspondentes.

No procedimento alternativo de identificação (4), modificam-se as hipóteses (a) e (b) acima, de modo que a matriz de relações contemporâneas do VAR estrutural é:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (4)$$

Esse conjunto de restrições corresponde a um esquema de identificação baseado na decomposição de Cholesky, com ordenação g, τ, y .

Sob o procedimento alternativo de identificação (5), modifica-se apenas a hipótese (a), de modo que a matriz de relações contemporâneas do VAR estrutural é:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & b_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (5)$$

Cabe notar que, sob esse esquema de identificação, o modelo é sobreidentificado, e a realização de um teste de razão de verossimilhança não rejeita a restrição de sobreidentificação.

No procedimento alternativo de identificação (6), relaxam-se as hipóteses (a), (c) e (d). A matriz de relações contemporâneas do VAR estrutural é, portanto:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 \\ 0 & b_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (6)$$

Nesse caso, o modelo também apresenta uma restrição de sobreidentificação, que não é rejeitada pelo teste de razão de verossimilhança.

Por fim, o procedimento alternativo de identificação (7) modifica as hipóteses (c) e (d), gerando um modelo estrutural exatamente identificado com a seguinte matriz de relações contemporâneas:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & 0 & b_{13} \\ b_{21} & 1 & 0 \\ 0 & b_{32} & 1 \end{bmatrix} \quad (7)$$

As FRI estimadas a partir desses esquemas de identificação são apresentadas nos Apêndices Apêndice C, Apêndice D, Apêndice E e Apêndice F. Observa-se que, sob os esquemas (I) e (II), os resultados são muito semelhantes aos resultados obtidos sob o esquema básico de identificação discutido anteriormente. Nos esquemas (III) e (IV), há algumas diferenças interessantes em relação ao esquema básico; em particular: (i) o efeito do choque de gasto sobre o PIB no VAR com dívida é significativamente negativo (a 10%) a partir do 7º. ou 8º. período após o choque; (ii) o efeito do choque de receita tributária sobre o PIB é sempre positivo em ambos os modelos VAR, sendo tal efeito maior para o VAR sem dívida. Vale notar que esses resultados fazem sentido em situações de restrição fiscal, nas quais se espera que a política fiscal tenha efeitos

“não-keynesianos”, e parecem corroborar alguns dos resultados de Mendonça et al. (2009). Mais importante do que isso, tais resultados também são compatíveis com as conclusões obtidas a partir do esquema básico de identificação – em particular, com a ideia de que no VAR com dívida os efeitos estimados dos choques fiscais são menores do que no VAR sem dívida. Conclui-se, assim, pela robustez dos principais resultados apresentados na Seção 3.

4.3 Inclusão de variáveis exógenas no var

Como teste de robustez adicional, foram estimados modelos VAR incluindo variáveis exógenas potencialmente relevantes, como um índice de preço de commodities, um índice de volume das importações mundiais (usado como *proxy* do nível de atividade mundial) ou o índice do PIB norte-americano. As FRI estimadas a partir desses modelos apresentaram as mesmas características básicas dos modelos da Seção 3 – em particular, maiores efeitos dos choques fiscais sobre o produto nos modelos que omitiam a dívida pública –, fornecendo evidências adicionais de robustez dos principais resultados discutidos anteriormente.¹³

5 Conclusões

A estimação dos efeitos da política fiscal sobre o nível de atividade pode estar viesada caso o papel da dívida pública na determinação dos gastos e receitas públicas não seja considerado adequadamente. De fato, caso as autoridades econômicas estejam interessadas em estabilizar a razão dívida/PIB, um choque fiscal (expansionista ou contracionista) que afete esse indicador deve gerar movimentos futuros nos gastos ou receitas públicas de modo a compensar (pelo menos parcialmente) os efeitos do choque sobre a dívida – o que tende a atenuar os efeitos iniciais do choque. Se o modelo empírico usado para estimar os efeitos da política fiscal omite a dívida como variável explicativa e não leva em consideração o impacto de choques nos gastos e receitas públicas sobre a evolução da dívida, os efeitos estimados estarão viesados.

Este trabalho buscou analisar a relevância dessa questão para a estimação dos efeitos de choques fiscais no Brasil no período 1995 a 2008, a partir de modelos autorregressivos vetoriais (VAR). De acordo com os resultados obtidos, a consideração explícita do papel da dívida pública na evolução das variáveis fiscais parece realmente fazer diferença na estimação dos efeitos de choques fiscais sobre o nível de atividade; em particular, é provável que os efeitos dos choques fiscais estimados a partir de modelos que omitam a dívida pública estejam superestimados.

É importante ressaltar que essa conclusão é válida para o período sob análise, durante o qual as preocupações com a solvência da dívida eram muitas, mas não necessariamente para períodos em que a dívida esteja sob controle.

Dentre as principais limitações do estudo, cabe destacar: (i) o reduzido tamanho da amostra; (ii) a possibilidade de que os modelos VAR estimados

¹³Por razões de espaço, omitem-se os resultados dessas estimações, que podem ser obtidos junto aos autores. O índice de volume das importações mundiais foi calculado como a razão entre o valor das importações mundiais em US\$ e o índice de preços dessas importações, ambos calculados pelo FMI. Esses dados, bem como os dados referentes ao índice de preço das commodities (exclusive petróleo) e ao PIB dos EUA, foram obtidos no *ipeadata* (www.ipeadata.gov.br)

não sejam suficientemente estáveis ao longo da amostra; (iii) a possibilidade de que a política fiscal seja antecipada pelos agentes econômicos, de modo que os “choques” identificados pelo modelo VAR não estariam captando os verdadeiros impulsos fiscais. Tais limitações implicam a necessidade de que a conclusão anterior seja interpretada com a devida cautela, bem como sugerem a relevância de estudos futuros visando investigar a robustez dos resultados aqui apresentados diante da extensão da amostra e do tratamento mais aprofundado das possibilidades de quebra estrutural e antecipação de políticas fiscais – reforçando, assim, a relevância de uma agenda de pesquisa voltada para o melhor conhecimento do funcionamento das instituições e instrumentos fiscais no país.

Apêndice A Análise de adequação do VAR que inclui a taxa de juros

Tabela A.1: Escolha da ordem de defasagens do VAR

Defasagens	Critério de informação de Schwartz	Estatística-LM do teste de autocorrelação de Breusch-Godfrey (H_0 : ausência de autocorrelação na def. h)			
		$h = 1$	$h = 2$	$h = 3$	$h = 4$
1	-18,82571	28,14791 (0,0304)	17,58171 (0,3490)	12,85904 (0,6830)	17,71004 (0,3411)
2	-17,98687	32,54029 (0,0085)	20,70977 (0,1899)	13,89336 (0,6067)	19,95278 (0,2224)
3	-17,37130	24,23214 (0,0846)	16,71534 (0,4042)	18,96705 (0,2704)	13,90343 (0,6059)
4	-16,85538	22,02094 (0,1425)	6,834451 (0,9763)	16,09969 (0,4460)	15,61491 (0,4801)

Tabela A.2: Testes de estabilidade estrutural do VAR

Data de quebra	“Break-point Chow” (H_0 : modelo estável)		“Forecast Chow” (H_0 : modelo estável)	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
2003:1	116,8131	0,0000	0,8585	0,7500

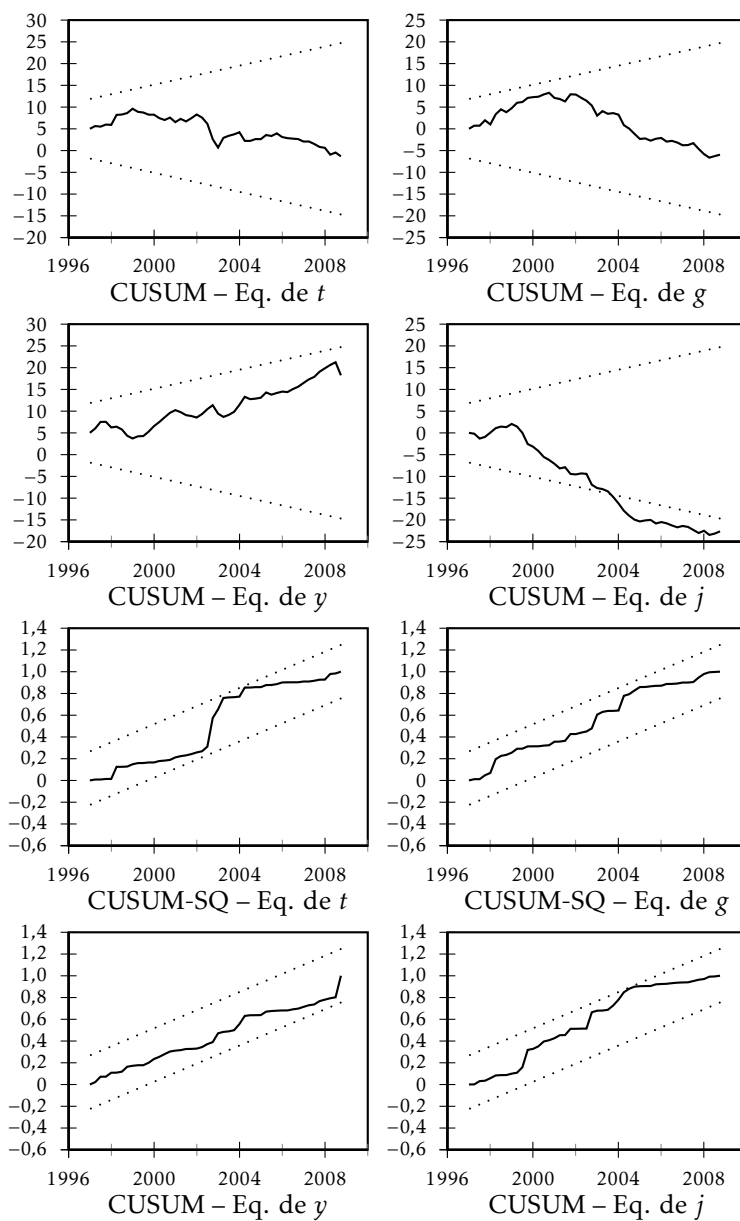
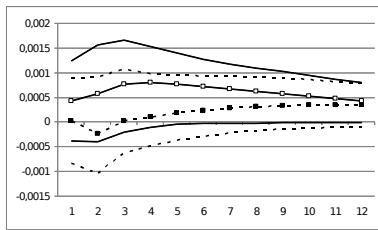
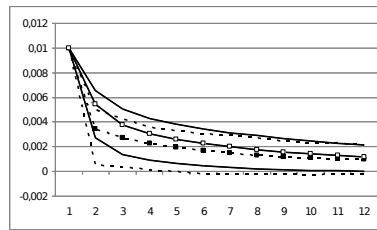


Figura A.1: Teste CUSUM e CUSUM-SQ (nível de significância de 5%)

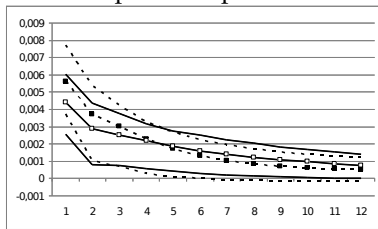
Apêndice B Análise de Resposta a Impulso no VAR que inclui a taxa de juros



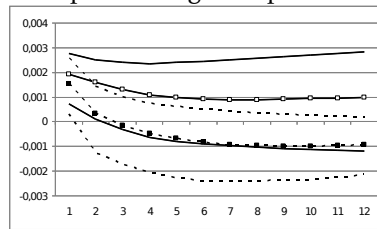
Resposta do produto



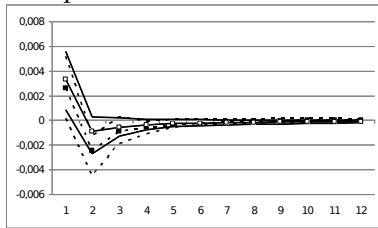
Resposta dos gastos públicos



Resposta da receita tributária

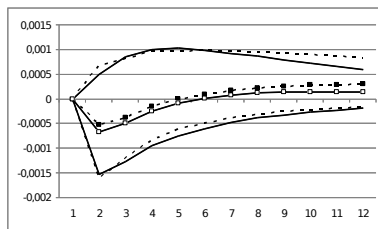


Resposta da dívida pública/PIB

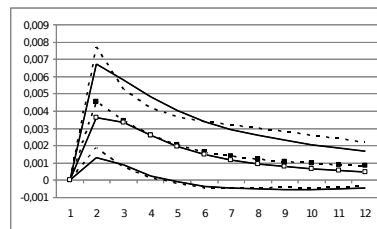


Resposta da taxa de juros real

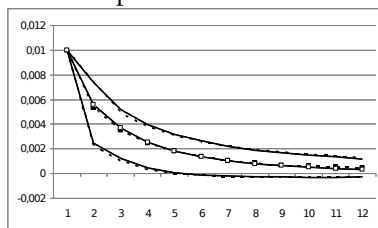
Figura B.1: Choque e 1% nos gastos públicos



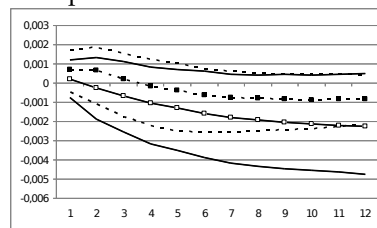
Resposta do Produto



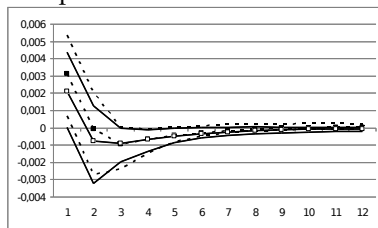
Resposta dos Gastos Públicos



Resposta da Receita Tributária



Resposta da Dívida Pública/PIB



Resposta da taxa de juros real

Figura B.2: Choque de 1% na receita tributária

Apêndice C Análise de Resposta a Impulso no VAR sob a Identificação Alternativa (I)

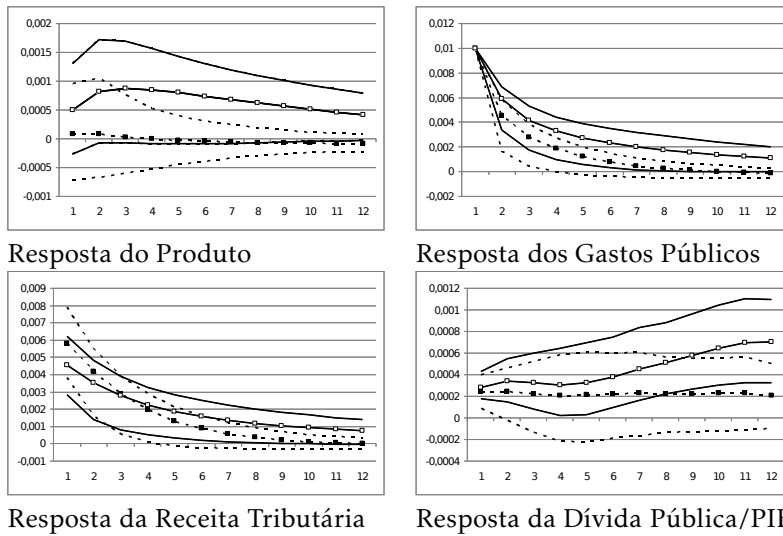


Figura C.1: Choque de 1% nos Gastos Públicos

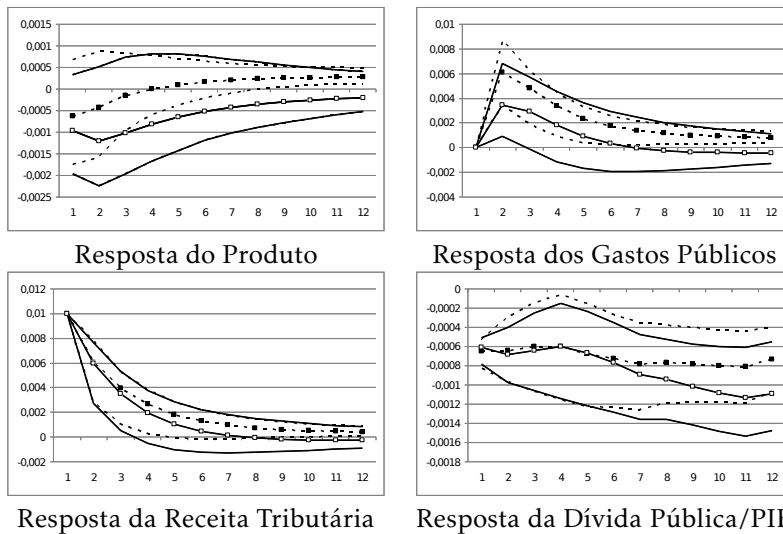


Figura C.2: Choque de 1% na Receita Tributária

Apêndice D Análise de resposta a impulso no VAR sob a identificação alternativa (II)

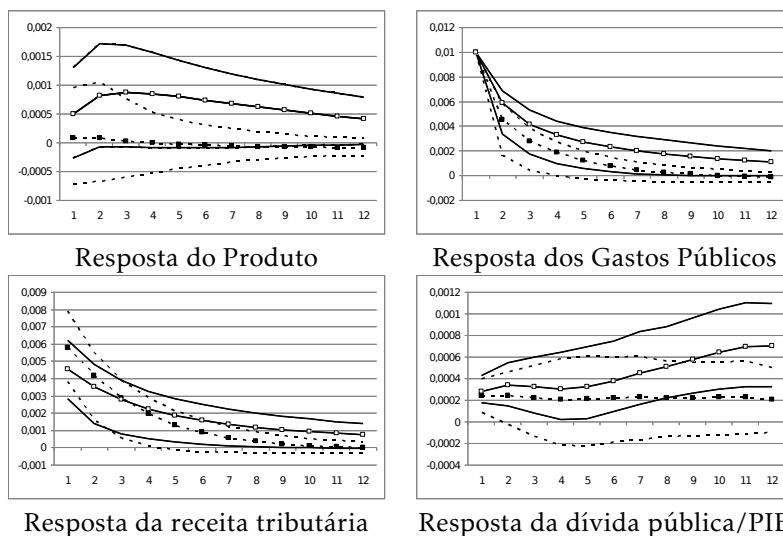


Figura D.1: Choque de 1% nos gastos públicos

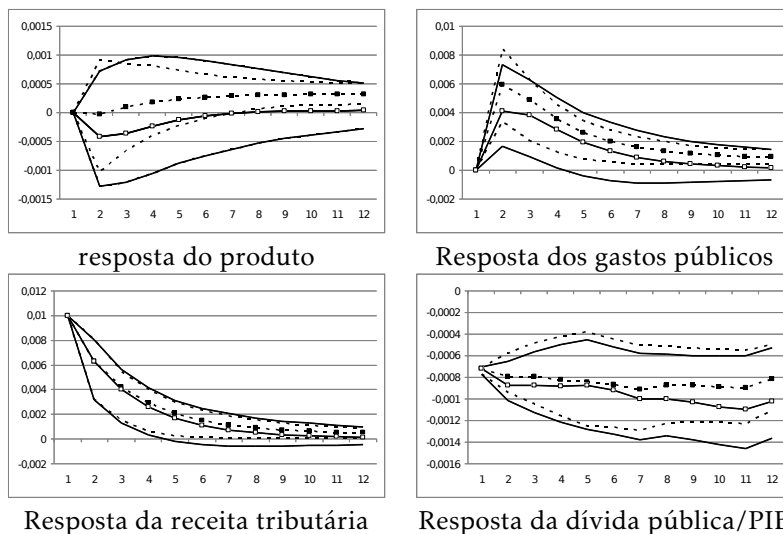


Figura D.2: Choque de 1% na receita tributária

Apêndice E Análise de Resposta a Impulso no VAR sob a Identificação Alternativa (III)

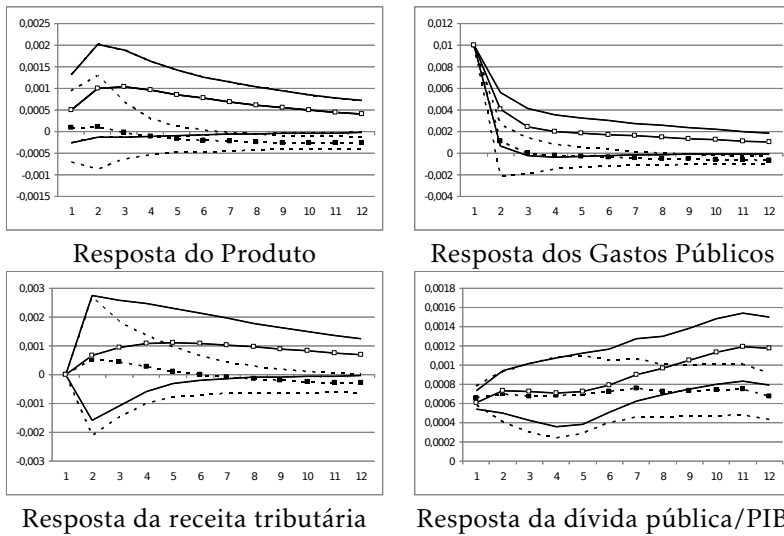


Figura E.1: Choque de 1% nos gastos públicos

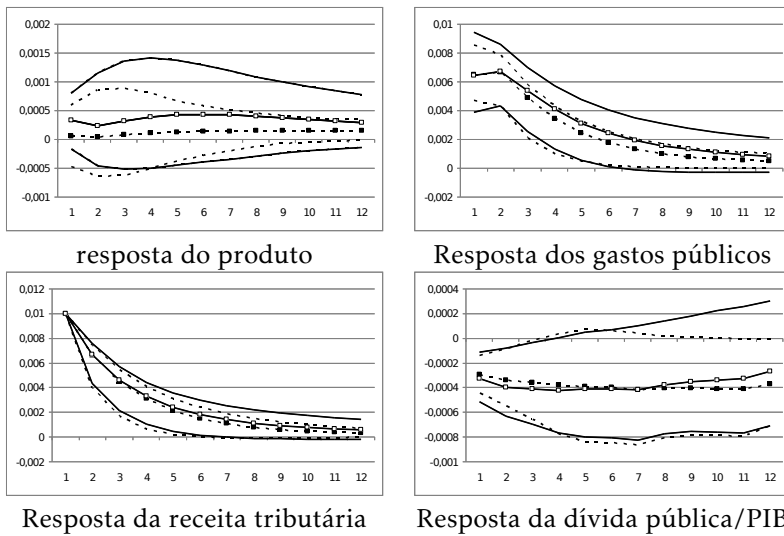


Figura E.2: Choque de 1% na receita tributária

Apêndice F Análise de Resposta a Impulso no VAR sob a Identificação Alternativa (IV)

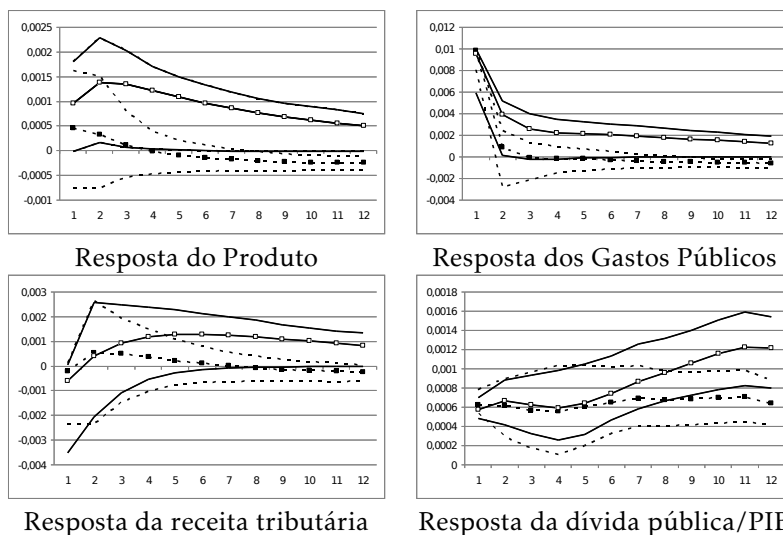


Figura F.1: Choque de 1% nos gastos públicos

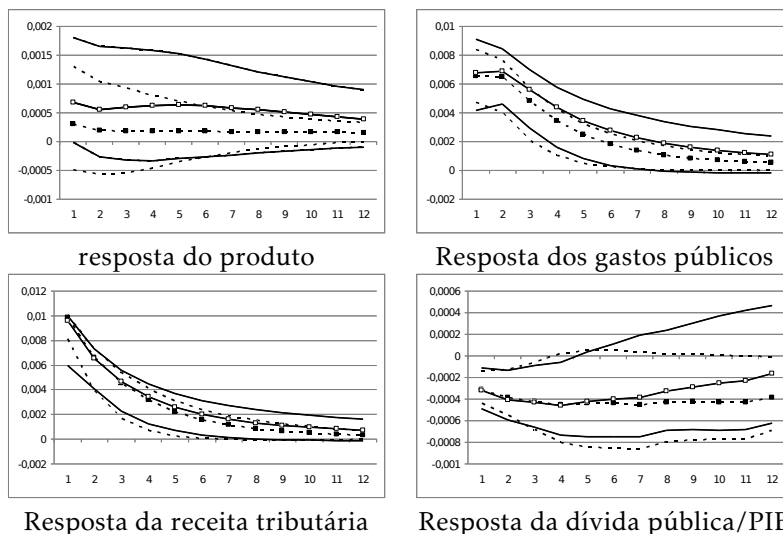


Figura F.2: Choque de 1% na receita tributária

Referências Bibliográficas

Barro, R. (1974), 'Are government bonds net wealth?', *Journal of Political Economy* 82, 1095–1117.

Barro, R. (1989), 'The ricardian approach to budget deficits', *The Journal of Economic Perspectives* 3, 37–54.

Baxter, M. & King, R. G. (1993), 'Fiscal policy in general equilibrium', *American Economic Review* **83**, 315–334.

Blanchard, O. & Perrotti, R. (2002), 'An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output', *The Quarterly Journal of Economics* **117**, 1329–1368.

Campbell & Perron, P. (1991), 'Pitfalls and opportunities: What macroeconomists should know about unit roots', *NBER Macroeconomics Annual* **6**, 141–220.

Candelon, B. & Lutkepohl, H. (2001), 'On the reliability of chow-type tests for parameter constancy in multivariate dynamic models', *Economics Letters* **73**, 155–160.

Castro, F. (2003), The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain, Documento de Trabajo 0311, Banco de España.

Christiano, L., Eichenbaum, M. & Rebelo, S. (2009), When is the government spending multiplier large?, Working Paper 14782, NBER.

Cogan, J. F., Cwik, T. & Wieland, J. B. T. V. (2009), New keynesian versus old keynesian government spending multipliers, NBER Working Paper 14782, NBER.

Dos Santos, C. H. M. & Costa, F. R. (2008), 'Uma metodologia simplificada de estimação da carga tributária brasileira trimestral', *Economia Aplicada* **12**, 581–606.

Dos Santos, C. H. & Ribeiro, S. W. G. M. B. (2008), A evolução da carga tributária bruta brasileira no período 1995-2007: Tamanho, composição e especificações econométricas agregadas, Texto para Discussão 1450, IPEA.

Edgerton, D. & Wells, C. (1994), 'Critical values for the cusumsq statistic in medium and large sized samples', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* **56**, 355–365.

Eggertson, G. (2009), What fiscal policy is effective at zero interest rates?, Staff Report 402, Federal Reserve Bank of New York.

Fatás & Mihov (2001), The effects of fiscal policy on consumption and employment. mimeo.

Favero, C. & Giavazzi, F. (2007), Debt and the effects of fiscal policy, Working paper 07-4, Federal Reserve Bank of Boston.

Giambiagi, F. (2006), A política fiscal do governo lula em perspectiva histórica: qual é o limite para o aumento do gasto público?, Texto para discussão 1169, IPEA.

Giavazzi, F., Jappelli, T. & Pagano, M. (2000), 'Searching for non-linear effects of fiscal policy: Evidence from industrial and developing countries', *European Economic Review* **44**, 1259–1289.

Ilzetzki, E., Mendoza, E. G. & Vegh, C. A. (2009), 'How big are fiscal multipliers?', *CEPR Policy Insight* (39).

Leeper, E. M., Walker, T. B. & Yang, S. S. (2008), Fiscal foresight: analytics and econometrics, Working Paper 14028, NBER.

Lutkepohl, H. (2004), Vector autoregressive and vector error-correction models, in 'Applied Time Series Econometrics', Cambridge University Press.

Mendonça, M. J. C., Medrano, L. A. & Sachsida, A. (2009), Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica, Texto para discussão 1377, IPEA.

Mendonça, M. J. C., Pires, M. C. C. & Medrano, L. A. (2008), 'Administração e sustentabilidade da dívida pública no Brasil: uma análise para o período 1996-2007', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 38(3).

Mountford, A. & Uhlig, H. (2002), 'What are the effects of fiscal policy shocks', *Journal of Applied Economics* 24(3), 960-992.

Peres, M. A. F. (2009), 'Os efeitos dinâmicos dos choques fiscais do Governo Central no PIB do Brasil', *Pesquisa e Planejamento Econômico* 38(2).

Perotti (2007), In search of the transmission mechanism of fiscal policy, Working paper 13143, NBER.

Ramey, V. (2009), Identifying government spending shocks: It's all in the timing. Acesso em 27/09/2009.

URL: <http://www.econ.ucsd.edu/vramey/research/IdentifyingGovt.pdf>

Romer, C. & Bernstein, J. (2009), The job impact of the American recovery and reinvestment plan. Texto não publicado.

Spilimbergo, A., Symansky, S., Blanchard, O. & Cottarelli, C. (2008), Fiscal policy for the crisis, Technical report, IMF Staff Position Note SPN/08/01.

Woodford, M. (2010), Simple analytics of the government expenditure multiplier, Working paper 15714, NBER.