

# Choques estruturais e teoria fiscal do nível de preços no Brasil: uma análise empírica para o período pós-metas de inflação\*

Andreza Aparecida Palma\*\*

Doutora em Economia Aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (UFRGS), Professora Adjunta da Universidade Federal de São Carlos (UFSCAR)  
Mestre em Economia pela Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC), Associado da CREFC, Latin America, LLC

Fabio Althaus\*\*\*

## Resumo

O objetivo deste artigo é verificar a validade da teoria fiscal do nível de preços (TFNP) para a economia brasileira no período pós-metas de inflação (janeiro de 2000 a dezembro de 2013) através da metodologia proposta por Kim (2003). Partindo de um modelo novo-keynesiano, é possível verificar a existência de um regime de dominância fiscal através da análise das funções de resposta ao impulso de um modelo SVAR (vetor autorregressivo estrutural). A chave para identificar de qual regime se trata (dominância fiscal ou monetária) consiste em verificar a ocorrência de reversão da inflação em resposta aos choques de oferta e demanda agregadas, já que, de acordo com o modelo teórico, tal fenômeno ocorreria apenas em se tratando de um regime não ricardiano (dominância fiscal). Os resultados encontrados permitem afirmar que não há evidências empíricas favoráveis à existência de um regime não ricardiano no Brasil durante o período analisado, fato consistente com estudos empíricos anteriormente realizados.

---

\* Artigo recebido em jun. 2012 e aceito para publicação em nov. 2014.  
Revisora de Língua Portuguesa: Tatiana Zismann.

\*\* E-mail: drepalma@gmail.com

\*\*\* E-mail: althausf@yahoo.com.br

## **Palavras-chave**

**Teoria fiscal do nível de preços; choques estruturais; vetor autorregressivo estrutural.**

## ***Abstract***

*The purpose of this article is to verify the validity of the fiscal theory of the price level (FTPL) for the Brazilian economy in the post-inflation targeting period (from January 2000 to December 2013) using the methodology proposed by Kim (2003). Based on a new-Keynesian model, it is possible to verify the existence of a fiscal dominance system through the analysis of impulse response functions of an estimated SVAR model (structural vector autoregression). The key to identifying which regime occurs (fiscal or monetary dominance) is to analyze the occurrence of inflation reversal into response to aggregate-demand and aggregate-supply shocks, since, according to the theoretical model, such a phenomenon would occur only in the case of a non-Ricardian regime (fiscal dominance). The findings do not support the existence of a non-Ricardian regime in Brazil during the period analyzed, which is consistent with previous empirical studies.*

## ***Keywords***

***Fiscal theory of price level; structural shocks; structural vector autoregression.***

**Classificação JEL: C32, E31, H62.**

## **1 Introdução**

O Brasil adota, desde junho de 1999, o regime de metas de inflação, em que o Banco Central é responsável pela estabilidade de preços. Assim, o Banco Central define a taxa básica de juros de forma a manter a inflação sob controle. Em alguns períodos, verificou-se que o aumento da taxa de juros foi seguido por aumento da inflação, o que levou alguns autores a apontar a economia brasileira como um caso específico de dominância fiscal (Blanchard, 2004; Favero; Giavazzi, 2004).

Apesar de frequentemente ser apontada na literatura como um caso clássico de regime não ricardiano, existe escassa evidência empírica da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP) para o Brasil. Os estudos são controversos em relação a esse tema, não existindo consenso no atual debate acadêmico sobre a existência de dominância fiscal ou monetária, bem como se pode distinguir entre os dois regimes empiricamente. Além disso, o fato de haver dominância fiscal ou monetária não se constitui apenas em curiosidade acadêmica, visto que há importantes implicações para a política econômica. Por exemplo, se é o caso de dominância fiscal, a política monetária via aumento da taxa de juros pode ser ineficaz para manter a inflação dentro dos patamares desejados.

O ponto central da TFNP está relacionado à interpretação dada para a restrição orçamentária intertemporal do governo (ROIG), sendo que tal abordagem é concebida como uma condição de equilíbrio, não necessariamente respeitada em todos os períodos ao longo do tempo. Uma vez não respeitada a ROIG em cada período, há uma sobreidentificação do nível de preços, pois se tem um nível de preço determinado pelo mercado monetário e outro gerado pela política fiscal. Nesse sentido, haveria uma disputa entre autoridades monetária e fiscal no sentido de qual delas domina a outra<sup>1</sup>.

Alguns trabalhos empíricos foram realizados com o objetivo de testar a aplicabilidade da TFNP, entre eles, Canzoneri, Cumby e Diba (2001), Afonso (2002) e Woodford (1999). Esses autores não encontraram evidências empíricas que levassem a corroborar a argumentação teórica da TFNP, sendo o modelo ricardiano o que melhor se ajusta aos dados analisados por esses pesquisadores. Ou seja, há uma tendência dos formuladores de política fiscal seguirem uma estratégia passiva perante a autoridade monetária, respeitando a restrição intertemporal do governo como uma identidade que é satisfeita em qualquer período no tempo, e não como condição de equilíbrio. Esses resultados são válidos para os Estados Unidos (EUA) e para 15 países da Europa, caracterizados como economias desenvolvidas.

Especificamente em relação à economia brasileira, há uma controvérsia em relação à aplicabilidade da TFNP. Apesar de muitos autores apontarem como um exemplo típico de regime não ricardiano<sup>2</sup>, estudos empíricos fornecem evidências de que a economia brasileira apresenta um regime ricardiano, com o nível de preços sendo, portanto, determinado pelos canais convencionais. A seguir, faz-se uma breve revisão dos trabalhos que se

---

<sup>1</sup> Sargent e Wallace (1981) definiram esse jogo como *game of chicken*.

<sup>2</sup> No período correspondente ao final da década 70 e início da década de 80 do século passado, a economia brasileira estaria mais próxima ao modelo de dominância fiscal (regime não ricardiano), como argumenta Loyo (1999).

ocuparam em testar empiricamente a existência de um regime não ricardiano no Brasil.

Rocha e Silva (2004) verificam se o regime fiscal brasileiro pode ser classificado como não ricardiano no período 1966-2000, utilizando dados anuais. As autoras encontram uma resposta negativa e significativa da dívida a um choque positivo no superávit em dois períodos à frente, e uma resposta positiva do superávit, independentemente da ordenação utilizada das variáveis, indicando que o regime fiscal brasileiro é ricardiano no período analisado. Esses resultados são robustos face à consideração de variações do produto nominal e dos fatores de desconto.

Fialho e Portugal (2005) utilizam o mesmo procedimento para o período pós-Real, com dados mensais de janeiro 1995 a setembro de 2003, e encontram evidências favoráveis à existência de um regime ricardiano na economia brasileira. Um choque no superávit primário como proporção do Produto Interno Bruto (PIB) leva a uma resposta negativa, porém não significativa, na dívida pública como proporção do PIB a partir do segundo período em diante e a uma resposta positiva nos superávits seguintes para quaisquer das ordenações possíveis das variáveis. Seus resultados são também robustos à consideração de variações do produto nominal e dos fatores de desconto.

Gadelha e Divino (2008) verificam a existência de dominância fiscal na economia brasileira para o período pós-Plano Real através da análise de causalidade de Granger. Os resultados apontam para um regime de dominância monetária no período estudado. Marques Junior (2010), utilizando o modelo de Blanchard (2004), encontra evidências de dominância fiscal na economia brasileira no período de março de 2003 a dezembro de 2008. Ázara (2006) aplica o mesmo modelo e encontra resultados semelhantes, apontando para um regime de dominância fiscal no Brasil.

Ornellas e Portugal (2011) utilizam um modelo Dinâmico Estocástico de Equilíbrio Geral (DSGE) para verificar o grau de dominância fiscal da economia brasileira durante o período 2001-09. Os resultados obtidos sugerem que o Brasil encontra-se sob **baixa dominância fiscal**, com resultados semelhantes aos encontrados para o Canadá e os Estados Unidos. Nunes e Portugal (2009) verificam a existência de dominância fiscal no Brasil, através de um modelo DSGE para o período 2000-08. Os resultados, para o período como um todo, apontam para um regime de dominância monetária.

Lima, Maka e Pumar (2012) verificaram a validade da Teoria Fiscal do Nível de Preços no Brasil para o período 2000-08 através do modelo SVAR (vetor autorregressivo estrutural), e encontraram evidências de dominância monetária na economia brasileira. Os autores verificaram a resposta do

passivo do setor público a choques no superávit primário utilizando identificação de restrições de sinais.

Como pode ser visto acima, a literatura a respeito de dominância fiscal ainda é bastante controversa no caso brasileiro. Alguns estudos apontam para a dominância monetária, outros para a dominância fiscal. Nesse sentido, o presente trabalho busca aplicar à economia brasileira uma nova forma de testar empiricamente a TFNP. Para tal, utiliza-se o modelo proposto por Kim (2003), que analisa a TFNP em um modelo novo-keynesiano de preços rígidos. Choques estruturais, especialmente de demanda e oferta agregadas são introduzidos no modelo com a finalidade de observar os efeitos gerados em cada cenário proposto: regime ricardiano e regime não ricardiano. É observado o fenômeno de reversão da inflação, que permite distinguir, empiricamente, entre ambos os regimes.

O restante deste artigo está estruturado como segue. A seção 2 traz, de forma resumida, a abordagem teórica de Kim (2003) e apresenta as principais implicações empíricas de seu modelo. A metodologia utilizada para o exercício empírico é apresentada na seção 3. Os resultados do exercício empírico constam da seção 4. Finalmente, as conclusões são apresentadas na seção 5.

## 2 TFNP em um modelo novo-keynesiano de preços rígidos

O modelo utilizado por Kim (2003) para analisar a TFNP a partir de choques estruturais (oferta e demanda agregadas e políticas monetária e fiscal) é um típico modelo novo-keynesiano.<sup>3</sup> Tal modelo consiste, basicamente, de agentes otimizadores, que são consumidores e ofertantes de bens diferenciados<sup>4</sup>, vivem infinitamente e maximizam a utilidade esperada ao longo da vida, sujeitos à sua restrição orçamentária intertemporal. É também incluído no modelo, o governo, que além de consumidor e produtor de bens públicos, emite obrigações nominais de um período, além de moeda, e tributa os agentes através de impostos *lump-sum*<sup>5</sup>.

---

<sup>3</sup> Ou seja, incorpora competição imperfeita e rigidez de preços à metodologia de equilíbrio geral dinâmico. O comportamento individual otimizador dos consumidores e firmas e o *market-clearing* fornecem as condições de equilíbrio das variáveis agregadas. Além disso, a natureza do fenômeno inflacionário é *forward-looking* (nova Curva de Phillips). Para mais detalhes, veja Woodford (1996).

<sup>4</sup> Portanto, com poder de mercado.

<sup>5</sup> A política de tributação do governo segue uma regra de *feedback* em relação à sua dívida real. Veja equação 6.

Apresenta-se a seguir as principais equações log-linearizadas deste modelo<sup>6</sup>. As variáveis sem subscrito de tempo referem-se a valores no *steady-state*, e cada variável com um acento circunflexo é o desvio percentual em relação a esse valor. Por simplicidade, no estado estacionário, assume-se que a taxa de inflação, a de crescimento monetário e a de crescimento do produto são iguais a zero. Assim, tem-se que o modelo pode ser representado pelo conjunto de equações descritas a seguir.

Modelo log-linearizado<sup>7</sup>

(1) Demanda Agregada

$$\hat{Y}_t = E_t \hat{Y}_{t+1} + \sigma \left( 1 - \frac{G}{Y} \right) \left( -\hat{r}_t + E_t \hat{\pi}_{t+1} + \hat{K}_t - E_t \hat{K}_{t+1} \right) + \frac{G}{Y} \left( \hat{G}_t - E_t \hat{G}_{t+1} \right)$$

(2) Oferta Agregada

$$\hat{\pi}_t = \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + \gamma_0 \hat{Y}_t + \gamma_1 \hat{C}_t + \gamma_2 \hat{X}_t$$

(3) Demanda por moeda

$$\hat{m}_t = \chi \left( \sigma^{-1} \hat{C}_t - \frac{\hat{\beta}}{1 - \hat{\beta}} \hat{r}_t \right)$$

(4) Regra de Política Monetária

$$r_t = \phi_\pi \hat{\pi}_t + \hat{\varepsilon}_t$$

(5) Restrição orçamentária do governo

$$\hat{b}_t + \frac{m}{b} \hat{m}_t + \left( \frac{1}{\beta} + \frac{m}{b} \right) \hat{\pi}_t - \frac{G}{b} \hat{G} = \left( \frac{1}{\beta} - \phi_b \right) \hat{b}_{t-1} + \frac{m}{b} \hat{m}_{t-1} + \frac{1}{\beta} \hat{r}_{t-1}$$

(6) Regra de tributação

$$T_t = \phi_T + \phi_b b_{t-1}$$

(7) Equilíbrio no mercado de bens

$$Y_t = \left( 1 - \frac{G}{Y} \right) \hat{C}_t + \frac{G}{Y} \hat{G}_t$$

(8) Processo AR(1) para o consumo do governo

<sup>6</sup> A apresentação mais detalhada pode ser encontrada em Kim (2003). O objetivo, aqui, é apenas mostrar os fundamentos do modelo em que se baseia o exercício empírico.

<sup>7</sup> A descrição das variáveis encontra-se no **Apêndice**.

$$\hat{G}_t = \phi_G \hat{G}_{t-1} + \hat{\eta}_t$$

A equação (1) refere-se à demanda agregada, mostrando que o produto corrente  $(\hat{Y}_t)$  depende positivamente da expectativa atual do produto para o período seguinte e, negativamente, da taxa real de juros, o que reflete as decisões intertemporais dos agentes. O consumo do governo afeta, de modo positivo, a demanda agregada. A equação (2) é a oferta agregada. Nota-se que tal equação difere de uma curva de Phillips aumentada pelas expectativas, uma vez que é a expectativa corrente da inflação futura que afeta a taxa de inflação e não a expectativa passada da taxa de inflação corrente<sup>8</sup>. A equação (3) diz respeito à demanda por moeda que, neste caso, é uma função do consumo real e da taxa de juros nominal (custo de oportunidade de reter moeda)<sup>9</sup>. A equação (4) é a regra de política monetária, mostrando que a autoridade monetária escolhe a taxa de juros em reação à taxa de inflação corrente. A equação (5) apresenta a restrição orçamentária do governo, combinada com a política de tributação, a qual é dada pela equação (6). A equação (7) é a condição de equilíbrio no mercado de bens, enquanto a equação (8) descreve o processo seguido pelo consumo do governo, ou seja, um processo autorregressivo de ordem 1, AR(1).

No conjunto de equações apresentado, existem duas possibilidades para os parâmetros de política fiscal  $\phi_b$  e política monetária  $\phi_\pi$ , uma condizente com o regime ricardiano e outra com o regime não ricardiano, e apenas uma solução pode ser obtida em cada uma das possibilidades<sup>10</sup>:

a) **regime ricardiano** -  $(1/\beta) - 1 < \phi_b$  e  $\phi_\pi > 1$ . Nesse caso, há uma reação forte da política monetária à taxa de inflação e uma reação forte da política à dívida real do governo. Pelas equações do modelo, pode-se ver que o produto e a taxa de inflação são determinados, nesse caso, independentemente da restrição orçamentária do governo e da política fiscal.

b) **regime não ricardiano** -  $0 \leq \phi_b < (1/\beta) - 1$  e  $0 \leq \phi_\pi < 1$ . Nesse caso, há uma reação fraca da política monetária e da política fiscal em relação à taxa de inflação e à dívida real do governo, respectivamente. O produto e a taxa de inflação são determinados levando-se em conta todas as

<sup>8</sup> É importante notar que na equação de oferta apresentada, aparecem tanto C (mas não G) quanto Y. Isso ocorre devido ao fato que o custo marginal de produção de bens depende de Y, mas o fator de desconto ( $\beta$ ) depende da utilidade marginal do consumo, e essa não depende de G no modelo apresentado (veja equações (6) e (10) em Kim (2003, p. 763)).

<sup>9</sup> Note que ambas afetam a demanda por moeda de maneira negativa.

<sup>10</sup> Veja as condições de unicidade em Woodford (1996).

equações do modelo, incluindo a restrição orçamentária do governo. Nesse caso, portanto, vale a TFNP.

Para melhor entendimento da diferença principal entre os dois regimes, convém reescrever a restrição orçamentária do governo (5) da seguinte maneira:

$$bb_t = -(rb + m)\hat{\pi}_t - (T\hat{T}_t - G\hat{G}_t) - m(\hat{m}_t - \hat{m}_{t-1}) + (rb\hat{r}_{t-1} + rb\hat{b}_{t-1}) \quad (9)$$

Onde:

$(rb + m)\hat{\pi}_t$  = taxa de inflação sobre o endividamento nominal total do governo;

$(T\hat{T}_t - G\hat{G}_t)$  = superávit orçamentário primário;

$m(\hat{m}_t - \hat{m}_{t-1})$  = mudanças nos encaixes monetários reais;

$(rb\hat{r}_{t-1} + rb\hat{b}_{t-1})$  = mudanças no serviço da dívida devido a mudanças na taxa de juros.

No regime ricardiano, uma mudança na dívida real do governo é financiada pelo imposto direto (segundo termo no lado direito da equação (9)), e no regime não ricardiano, através do imposto inflacionário (taxa de inflação nas obrigações nominais do governo — primeiro termo da equação (9)).

Kim (2003) examina os efeitos de cada choque estrutural (demanda e oferta agregadas e políticas fiscal e monetária) sob os dois regimes, calibrando o modelo apresentado acima e resolvendo o modelo de acordo com Sims (1995). Os resultados encontrados são resumidos a seguir. Choques na demanda e na oferta agregada possuem efeitos semelhantes nos regimes de dominância fiscal e monetária. A diferença, que permite identificar de qual regime se trata, está na dinâmica seguida pela inflação. No regime ricardiano, o aumento inicial da taxa de inflação, provocado por ambos os choques, desaparece com o tempo. Já no regime não ricardiano, tal aumento inicial (acima do *steady-state*) é seguido por uma queda abaixo de tal valor, o que é denominado de **reversão da inflação**. Esse efeito deve-se ao fato do imposto inflacionário desempenhar um papel-chave para a satisfação da ROIG. O aumento inicial na inflação cria um imposto inflacionário positivo (primeiro termo da equação 9), que diminui a dívida real do governo. Assim, é necessária uma taxa de inflação negativa no período seguinte para obter um imposto inflacionário negativo e, desta forma, satisfazer a ROIG. Por isso, observa-se a reversão da inflação no período seguinte<sup>11</sup>. No

<sup>11</sup> Dito de outra forma, o aumento da inflação deprecia as obrigações do Governo, fazendo com que os indivíduos obtenham mais títulos do governo em substituição ao consumo, o



caso dos choques de demanda agregada, é observado também o fenômeno de reversão do produto<sup>12</sup> no regime não ricardiano.

No regime ricardiano, tal fenômeno (reversão da inflação) não é encontrado, pois, nesse caso, será o nível de impostos líquidos que responderá ao desequilíbrio na restrição orçamentária do governo.

Os efeitos descritos acima são também observados considerando-se outras regras de política, tanto monetária quanto fiscal<sup>13</sup>. A diferença encontra-se apenas nas magnitudes dos efeitos.

Assim, para verificar, empiricamente, se há ou não evidências da existência de um regime não ricardiano, pode-se analisar a reação da inflação e do produto a choques de oferta e demanda agregadas, o que será feito na seção 4.

### 3 Metodologia: Vetor Autorregressivo Estrutural (SVAR)

Desde a crítica de Sims (1980) aos modelos macroeconômicos estruturais multiequacionais, os vetores autorregressivos (VAR) têm sido largamente utilizados na literatura empírica. Tais modelos têm a vantagem de tratar todas as variáveis incluídas na análise de forma simétrica, ou seja, todas são consideradas como endógenas. Na abordagem VAR, os modelos macroeconômicos são estimados na forma reduzida (irrestrita), através do método de mínimos quadrados ordinários (MQO). Tais modelos, em geral, mostram um bom desempenho em previsões de curto prazo. Porém, quando o objetivo não é apenas prever, mas, por exemplo, obter as funções de resposta ao impulso, decomposição da variância ou testar alguma teoria, é preciso recuperar os parâmetros do modelo estrutural. Isso pode ser feito impondo-se restrições aos parâmetros do modelo, de forma que o modelo estrutural possa ser identificado a partir do modelo reduzido estimado. Nesse sentido, um VAR é denominado VAR estrutural (SVAR) quando a identificação é feita com base em algum modelo teórico. Para que fique mais claro, considera-se o seguinte modelo estrutural:

---

que provoca queda na demanda agregada, diminuindo, conseqüentemente, a taxa de inflação no período seguinte.

<sup>12</sup> A queda na demanda agregada, provocada pelo aumento na taxa de inflação, faz com que o produto caia para um valor abaixo do estado estacionário no período seguinte.

<sup>13</sup> Veja Kim (2003, p. 771-774).

$$\begin{aligned} y_t &= -b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \\ z_t &= -b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \end{aligned} \quad (10)$$

Em notação matricial:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (11)$$

Ou ainda, de forma compacta:

$$Bx_t = \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Onde:

$B$  = matriz dos parâmetros contemporâneos do sistema;

$x_t$  = vetor de variáveis endógenas;

$\Gamma_1$  = matriz dos parâmetros das variáveis exógenas;

$x_{t-1}$  = vetor com as variáveis exógenas;

$\varepsilon_t$  = vetor de choques estruturais.

É importante notar que os choques estruturais têm comportamento de ruído branco e não são correlacionados entre si. Normalizando a variância dos choques para que sejam iguais à unidade, tem-se que a matriz de variância e covariância é dada por:

$$\Sigma_{\varepsilon_t} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \quad (13)$$

A forma reduzida deste VAR estrutural é dada, então, por:

$$x_t = B^{-1}\Gamma_1 x_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (14)$$

$$x_t = A_1 x_{t-1} + e_t \quad (15)$$

Onde:

$A_1$  = matriz dos coeficientes;

$e_t$  = vetor com os erros de previsão (ou vetor de erros na forma reduzida).

Cada equação do modelo na forma reduzida (ou na forma padrão) pode ser estimada por MQO, visto que entre as variáveis explicativas estão apenas variáveis exógenas, não havendo, portanto, correlação entre o erro e as variáveis independentes. É importante notar que os termos de erros do

VAR padrão são composições dos termos de erro estruturais, dadas nesse caso por:

$$e_{1t} = \frac{\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}}{1 - b_{12}b_{21}} \quad e_{2t} = \frac{\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}}{1 - b_{12}b_{21}} \quad (16)$$

Assim, apesar dos erros de previsão  $e_{1t}$  e  $e_{2t}$  terem comportamento de ruído branco (com média zero e sem autocorrelação)<sup>14</sup>, eles são correlacionados entre si, ou seja:

$$e_t \sim IID \left( 0, \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix} \right) \quad (17)$$

Cabe ressaltar que existe uma importante diferença entre o VAR utilizado para previsão e o usado para análise econômica, como já foi dito anteriormente. No caso do interesse em previsão, o pesquisador não precisa preocupar-se em recuperar os choques estruturais do modelo. Porém, se for do interesse obter a função de resposta ao impulso ou a decomposição da variância a fim de verificar os efeitos de choques exógenos sobre as variáveis do modelo, será necessário recuperar os choques estruturais a partir dos erros de previsão estimados. A primeira forma proposta para fazer isso foi a decomposição triangular de Cholesky. Apesar de prática e funcional, tal procedimento para identificação é atóxico, e seus resultados são bastante sensíveis ao ordenamento das variáveis de acordo com o grau de endogeneidade de cada uma. Alternativamente, Blanchard e Quah (1989) propõem, para a identificação, a utilização de restrições de longo prazo, decompondo a série em componentes temporários e permanentes. No exemplo utilizado por tais autores, é considerado um modelo em que o Produto Nacional Bruto (PNB) é afetado tanto por choques de oferta quanto de demanda. Usando a hipótese da taxa natural, assume-se que os choques de demanda não afetam o PNB americano real no longo prazo. Já os choques de oferta têm efeitos permanentes no produto. E essa restrição teórica é que permite recuperar os choques estruturais a partir dos erros de previsão.

Para ilustrar como é o procedimento de identificação segundo a abordagem de Blanchard e Quah (1989), é útil escrever o VAR como um VMA (vetor de médias móveis)<sup>15</sup>:

<sup>14</sup> É fácil ver que isso é verdadeiro pela expressão (16), considerando que os erros estruturais são ruído branco e não correlacionados entre si.

<sup>15</sup> Essa inversão só pode ser feita se o modelo VAR for estável, ou seja, se suas raízes características estiverem fora do círculo unitário.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{21}(L) \\ C_{12}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (18)$$

Em que:

$C_{ij}(L)$  = polinômio no operador defasagem (L).

A matriz  $C_{ij}(L)$  representa a função de resposta ao impulso, originada por inovações nos choques estruturais  $\varepsilon_t$ . Assim, tal função mensura o impacto de uma variação no erro de determinada variável sobre ela própria e sobre as demais variáveis do sistema.

A chave para identificação, nesse caso, é assumir que um dos choques estruturais tenha um efeito temporário em alguma das variáveis endógenas. Considerando que  $\varepsilon_{zt}$  tenha um efeito temporário em  $y_t$ , a matriz  $C_{ij}(L)$  torna-se, nesse caso, triangular inferior:

$$C_{BQ} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & 0 \\ C_{12}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \quad (19)$$

Como as variâncias dos choques estruturais foram normalizadas para a unidade, é possível recuperar o modelo estrutural através dessa restrição. Os erros na forma reduzida podem ser escritos como segue<sup>16</sup>:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (20)$$

Como a covariância entre os choques estruturais é igual a zero, pode-se escrever:

$$\text{var}(e_{1t}) = c_{11}(0)^2 + c_{12}(0)^2 \quad (21)$$

$$\text{var}(e_{2t}) = c_{21}(0)^2 + c_{22}(0)^2 \quad (22)$$

E a covariância dos erros na forma reduzida é dada por:

$$\text{cov}(e_{1t}, e_{2t}) = c_{11}(0)c_{21}(0) + c_{12}(0)c_{22}(0) \quad (23)$$

Impondo a restrição adicional de que  $\varepsilon_{zt}$  não tem efeito permanente em  $y_t$ , pode-se escrever:

<sup>16</sup> Veja Enders (1995, p. 333). Pode-se chegar a essa expressão para os erros da forma reduzida considerando o erro de previsão um passo à frente do modelo VMA.

$$\left[ 1 - \sum_{k=0}^{\infty} a_{22}(k) \right] c_{11}(0) + \sum a_{12}(k) c_{21}(0) = 0 \quad (24)$$

Assim, torna-se claro que é possível recuperar os choques estruturais através desse conjunto de quatro equações, já que há quatro coeficientes desconhecidos.

O modelo empírico aqui utilizado consistirá de um VAR estrutural bivariado, tendo como variáveis endógenas a taxa de crescimento do produto e a taxa de inflação. Para identificar os choques de oferta e demanda agregadas, utilizar-se-á a restrição de Blanchard e Quah (1989)<sup>17</sup>: choques de demanda agregada não afetam o produto no longo prazo. O sistema de equações abaixo mostra o modelo empírico utilizado:

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln Y_t \\ \Delta \ln P_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Phi_1 \\ \Phi_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{Yt} \\ \varepsilon_{Pt} \end{bmatrix}, \text{ com } C_{12}(L) = 0 \quad (25)$$

Assim, com o modelo acima, interessa verificar, através das funções de resposta ao impulso, se há ou não reversão da inflação em reação a choques de oferta e demanda agregadas. Se sim, tem-se uma evidência a favor do regime não ricardiano.

## 4 Resultados empíricos

O objetivo desta seção é verificar, utilizando o modelo SVAR descrito na seção 3, os efeitos de choques de oferta e demanda agregadas sobre a trajetória do produto e da inflação na economia brasileira, a fim de verificar se tais resultados são consistentes com um regime não ricardiano. Mais especificamente, procurar-se-á verificar se ocorre o fenômeno de reversão da inflação em resposta a choques de oferta e demanda agregadas. Se tal fenômeno for verificado, haverá evidências empíricas favoráveis a um regime não ricardiano.

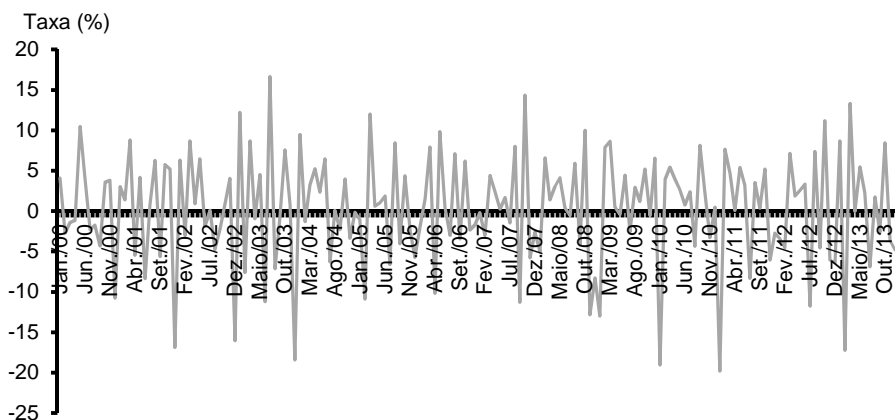
<sup>17</sup> Como salienta Kim (2003, p. 775), tal suposição para a identificação é consistente com o modelo utilizado.

## 4.1 Descrição dos dados

Os dados utilizados neste trabalho consistem em observações mensais da taxa de crescimento do PIB privado<sup>18</sup> brasileiro a preços constantes (PIB total menos despesas totais do Governo Federal) e da taxa de inflação, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2013, totalizando 168 observações. A série mensal do PIB foi obtida no site do Banco Central do Brasil<sup>19</sup>, enquanto que a série das despesas totais do governo Federal e do IPCA foi obtida no site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)<sup>20</sup>. Os gráficos das séries são apresentados a seguir (Gráficos 1 e 2).

Gráfico 1

Taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) privado real no Brasil — jan./2000-dez./2013



FORNE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.  
IPEDATA.

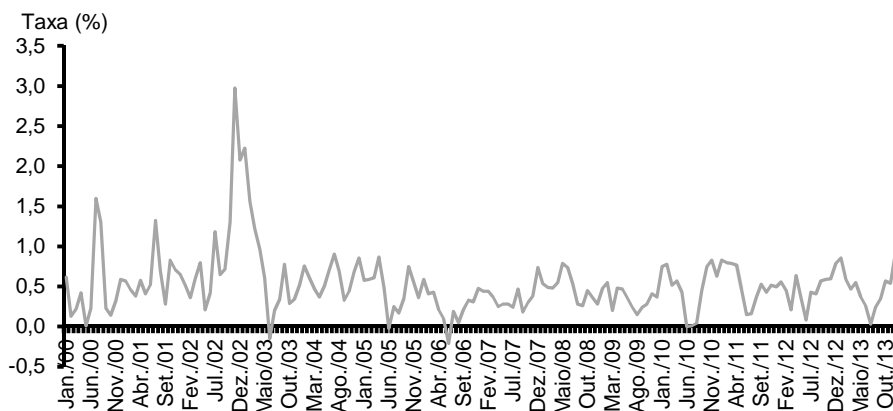
<sup>18</sup> Seguindo Kim (2003), é utilizado o PIB privado a fim de minimizar o papel de choques nos gastos do governo que não geram reversão da inflação.

<sup>19</sup> Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>.

<sup>20</sup> Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.

Gráfico 2

Taxa de inflação, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, no Brasil — jan./2000-dez./2013



FORNTE DOS DADOS BRUTOS: IPEADATA.

Foram realizados testes para verificar a estacionalidade das séries. Os resultados dos testes Dickey-Fuller e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) para ambas as séries encontram-se no **Apêndice**. Os resultados apontam que a série da taxa de crescimento do PIB privado é estacionária a 5% de significância em todos os testes utilizados, bem como a série da taxa de inflação.

## 4.2 Resultados do modelo SVAR: funções de resposta ao impulso<sup>21</sup>

Antes de estimar o modelo VAR, é necessário determinar o número de defasagens que entrará no modelo. Tomando-se arbitrariamente 12 como o número máximo, a Tabela 1 mostra quais as defasagens escolhidas por cada um dos critérios de informação.

<sup>21</sup> O objetivo, aqui, é analisar o comportamento das funções de resposta ao impulso para verificar se há ou não evidências de dominância fiscal no Brasil, e não os parâmetros estruturais e de forma reduzida do modelo.

Tabela 1

Critérios para a escolha das defasagens do Vetor Autorregressivo (VAR)

DEFASAGENS	LR (1)	FPE (2)	AIC (3)	SC (4)	HQ (5)
0	-	7.30e-08	-10.75719	-10.71632	-10.74058
1	132.8321	3.05e-08	-11.63129	(6)-11.50868	(6)-11.58147
2	1.471036	3.18e-08	-11.58693	-11.38257	-11.50389
3	8.489998	3.16e-08	-11.59321	-11.30711	-11.47697
4	14.64961	3.00e-08	-11.64535	-11.27751	-11.49589
5	8.551323	2.98e-08	-11.65390	-11.20431	-11.47122
6	6.565419	3.00e-08	-11.64847	-11.11714	-11.43258
7	2.240707	3.11e-08	-11.61078	-10.99771	-11.36167
8	8.286581	3.09e-08	-11.62022	-10.92541	-11.33790
9	10.51151	3.00e-08	-11.64819	-10.87164	-11.33266
10	3.301246	3.09e-08	-11.61981	-10.76151	-11.27106
11	(6)22.34428	2.73e-08	-11.74668	-10.80664	-11.36472
12	8.306473	(6)2.69e-08	(6)-11.76053	-10.73875	-11.34536

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.  
IPEDATA.

NOTA: Elaborado a partir dos resultados do *software* Eviews.

(1) Teste de razão de verossimilhança. (2) *Final Prediction Error*. (3) *Akaike information criterion*. (4) *Schwarz information criterion*. (5) *Hannan-Quinn information criterion*. (6) Indica a ordem do VAR escolhida a 5% de significância.

Como pode ser observado na Tabela 1, não há consenso em relação à escolha das defasagens. Ivanov e Kilian (2005) mostram que, no caso de dados mensais, o critério de informação de Akaike (AIC) tende a produzir estimativas mais acuradas das funções de resposta ao impulso. Portanto, utilizar-se-á um VAR com 12 defasagens. Os testes de diagnóstico dos resíduos foram realizados e não foram encontrados problemas de autocorrelação serial.

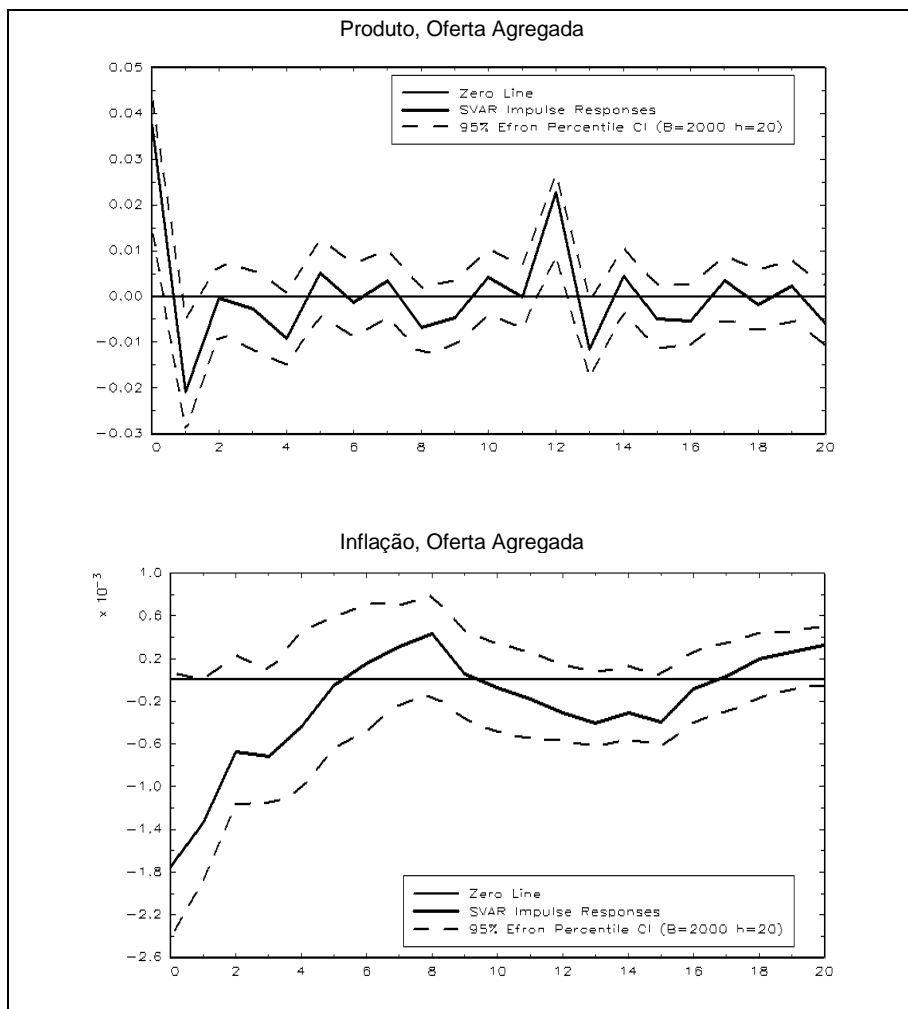
Com o VAR irrestrito especificado e estimado, o próximo passo foi obter os choques estruturais a partir dos resíduos estimados usando a restrição de longo prazo de Blanchard e Quah (1989), e obter, assim, as funções de resposta ao impulso, que são mostradas a seguir<sup>22</sup> (Figuras 1, 2, 3 e 4).

<sup>22</sup> As estimações foram realizadas pelo *software* JMulTi, disponível em: <<http://www.jmulti.de/>>.



Figura 1

Funções de resposta ao impulso com intervalo de confiança de 95% —  
Choques de oferta agregada



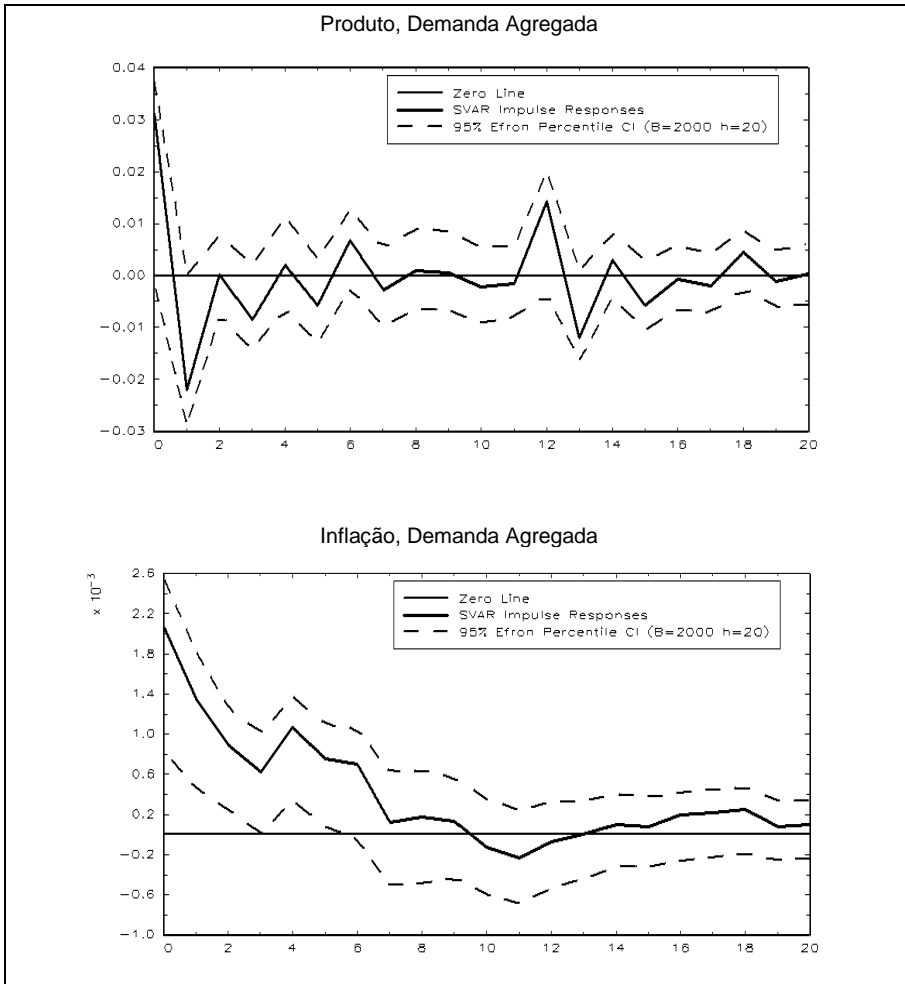
FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.  
IPEDATA.

NOTA: 1. Elaborado através do *software* JMulti.

2. Os intervalos com 95% de confiança foram obtidos através do procedimento de *bootstrap*, com 2000 repetições.

Figura 2

Funções de resposta ao impulso com intervalo de confiança de 95% —  
Choques de demanda agregada



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.  
IPEDATA.

NOTA: 1. Elaborado através do software JMulti.

2. Os intervalos com 95% de confiança foram obtidos através do procedimento de *bootstrap*, com 2000 repetições.

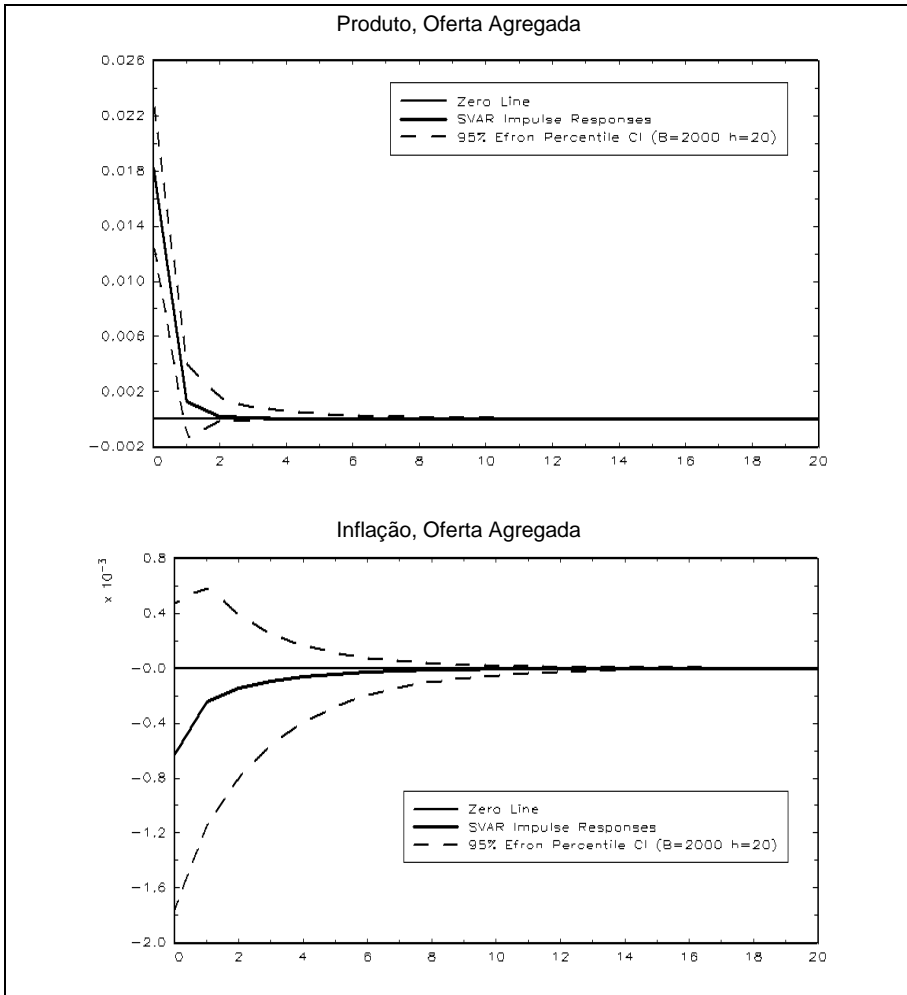
De acordo com o modelo teórico, a existência de reversão da inflação, em resposta aos choques de oferta e demanda agregadas, constitui uma evidência a favor do regime de dominância fiscal. Assim, interessa verificar se tal fenômeno ocorre através das funções de resposta ao impulso. Como

pode observar-se no gráfico acima, a inflação responde de forma positiva e significativa a 5% a um choque de demanda agregada, e tal resposta desaparece com o tempo, já que, a partir do quinto período, esta não se mostra estatisticamente significativa a 5%. A resposta inicial da inflação a um choque de oferta agregada não é significativa a 5%. No caso do produto, este não responde a um choque de demanda agregada, e responde de maneira inicialmente positiva em resposta a um choque de oferta agregada e negativa já no segundo período. Portanto, diante desses resultados, não se encontram evidências empíricas favoráveis à existência de um regime não ricardiano no Brasil, no período em análise, já que não foi evidenciada reversão significativa da inflação, principal predição teórica do modelo aqui utilizado para caracterizar o regime não ricardiano. Os resultados obtidos, baseados na análise empírica proposta por Canzoneri, Cumby e Diba (2001), são consistentes com aqueles encontrados por Fialho e Portugal (2005) para período semelhante.

Resultados similares foram obtidos substituindo a série do PIB privado pela série da taxa de crescimento da produção industrial (índice de quantidade dessazonalizado), como mostram as Figuras 3 e 4. Tal substituição tornou-se interessante devido ao fato que a construção da série PIB privado (PIB menos despesas totais do Governo Federal) poderia não minimizar de forma adequada o papel de choques de gasto do governo sobre a trajetória das variáveis. Como se observa nas Figuras 3 e 4, a inflação não responde de forma significativa a um choque de oferta agregada e responde de forma inicialmente positiva e significativa a 5% a um choque de demanda agregada.

Figura 3

Funções de resposta ao impulso com intervalo de confiança de 95% —  
Choques de oferta agregada



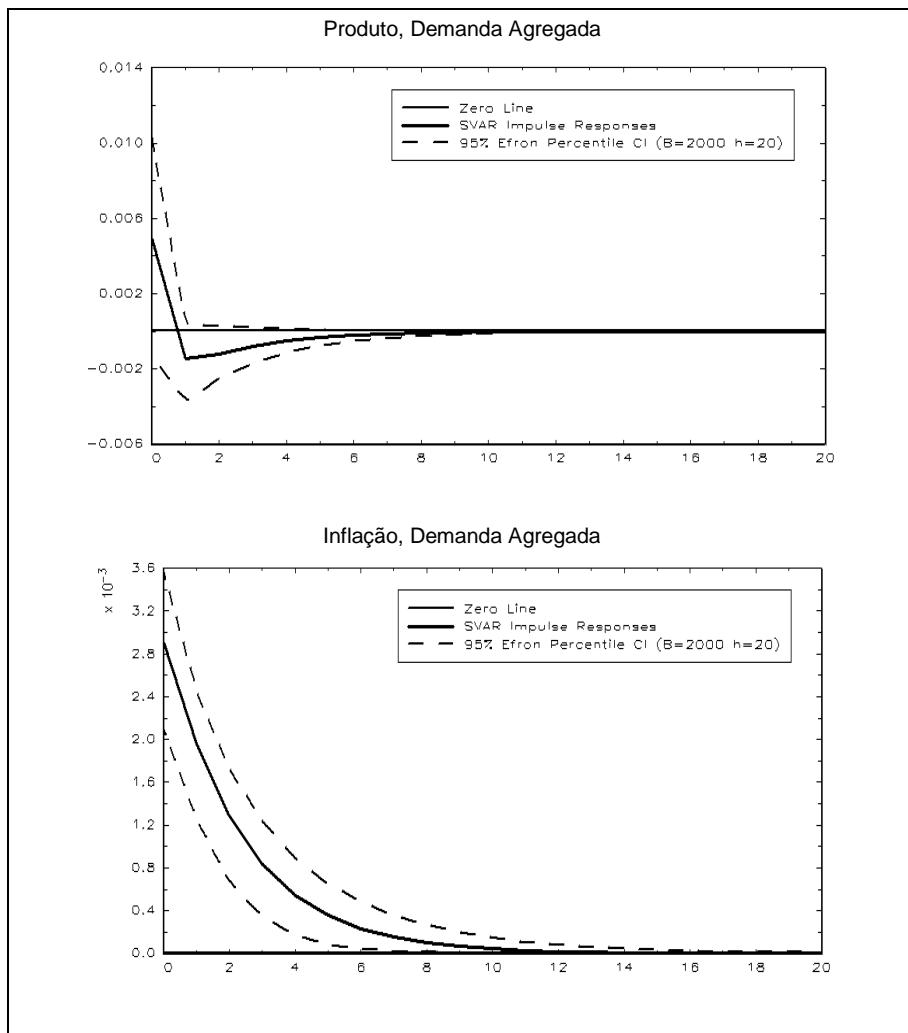
FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.  
IPEDATA.

NOTA: 1. Elaborado através do *software* JMulti.

2. Os intervalos com 95% de confiança foram obtidos através do procedimento de *bootstrap*, com 2000 repetições.

Figura 4

Funções de resposta ao impulso com intervalo de confiança de 95% —  
Choques de demanda agregada



FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.  
IPEDATA.

NOTA: 1. Elaborado através do *software* JMulti.

2. Os intervalos com 95% de confiança foram obtidos através do procedimento de *bootstrap*, com 2000 repetições.

## 5 Conclusões

O presente trabalho buscou analisar de forma empírica a existência de um regime não ricardiano na economia brasileira durante o período pós-Real, com base na metodologia proposta por Kim (2003), verificando o efeito de choques estruturais, mais especificamente, choques de oferta e demanda agregadas sobre variáveis não fiscais. Dado que não existe uma forma simples para se testar a TFNP empiricamente (Christiano; Fitzgerald, 2000), sendo a maioria das análises concentradas nos efeitos de choques fiscais sobre a dinâmica de variáveis também fiscais, é relevante a contribuição de um teste empírico dessa natureza.

Os resultados aqui obtidos permitem afirmar que não há evidências favoráveis à existência de um regime de dominância fiscal no Brasil no período analisado, corroborando com os resultados encontrados por outros autores, tais como Fialho e Portugal (2005), Lima, Maka e Pumar (2012), entre outros. Assim, a inflação não poderia ser explicada pela TFNP, com os canais convencionais sendo válidos para o Brasil, ou seja, à política fiscal caberia o papel de estabilizar a dívida do governo, e à política monetária, a estabilidade dos preços. Cabe notar que o fato de não termos encontrado evidências de um regime de dominância fiscal no Brasil não implica, necessariamente, que o país não enfrente problemas fiscais, ou que estes não se agravarão no longo prazo.

Algumas extensões se fazem necessárias em trabalhos futuros. Uma delas é considerar o caso de uma pequena economia aberta (*small open economy*) para análise dos efeitos dos choques estruturais sobre as variáveis do modelo teórico tomado como base. A análise aqui realizada também poderia ser estendida considerando modelos com mudança de regime ou parâmetros variantes no tempo.

## Apêndice

### Descrição das variáveis e parâmetros do modelo log-linearizado

$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} = \text{taxa de inflação};$$

$$m_t = \frac{M_t}{P_t} = \text{encaixes monetários reais};$$

$$b_t = \frac{B_t}{P_t} = \text{dívida real do governo};$$

$$r_t = 1 + R_t = \text{taxa de juros nominal};$$

$$\sigma = -\frac{u'(C)}{u''(C)C}, \text{ onde: } u(.) \text{ é uma função côncava crescente e refere-se à utilidade proporcionada pelo consumo (C)};$$

$$\chi = -\frac{v'(m)}{v''(m)m}, \text{ onde: } v(.) \text{ é uma função côncava crescente e refere-se à utilidade de reter moeda};$$

$$\gamma_0 = \frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)\sigma}{\alpha(\varpi + \theta)}; \quad \gamma_1 = \frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)\varpi}{\alpha\sigma(\varpi + \theta)};$$

$$\gamma_2 = \frac{(1-\alpha)(1-\alpha\beta)}{\alpha(\varpi + \theta)}; \quad \varpi = \frac{w'(Y)}{w''(Y)Y}, \text{ onde:}$$

$w(.)$  é uma função convexa crescente;

$\theta$  = elasticidade de substituição entre bens alternativos;

$\beta$  = fator de desconto,  $0 < \beta \leq 1$ ;

$(1-\alpha)$  = fração dos ofertantes que estabelece um preço novo a cada período<sup>23</sup>;

$K_t$  = choque positivo de demanda agregada;

$G_t$  = consumo do governo;

$X_t$  = choque negativo de oferta agregada;

$T$  = imposto líquido *lump-sum*.

<sup>23</sup> Note que se  $\alpha = 0$ , o modelo apresentaria perfeita flexibilidade de preços e se  $\alpha = 1$ , haveria rigidez total de preços.

## Testes de estacionariedade:

Tabela A.1

TESTE	DEFASAGENS UTILIZADAS PIB / INFLAÇÃO	ESTATÍSTICAS DOS TESTES	
		Variação % PIB Privado	Taxa de Inflação (IPCA)
ADF1(1) .....	11/1	(2)-4.7427	(2)-3.2211
ADF2(3) .....	11/1	(2)-5.9147	(2)-5.7958
ADF3(4) .....	11/1	(2)-5.8998	(2)-5.8819
KPSS(5) .....	11/11	0.1068	0.3154

FONTE DOS DADOS BRUTOS: Banco Central do Brasil.  
IPEDATA.

NOTA: Elaborado a partir dos resultados do *software Eviews*.

(1) ADF1 –  $H_0$ : raiz unitária;  $H_1$ : processo estacionário com média zero. (2) Indica rejeição da hipótese nula a 5% de significância. (3) ADF2 –  $H_0$ : raiz unitária;  $H_1$ : processo estacionário. (4) ADF3 –  $H_0$ : raiz unitária com drift;  $H_1$ : processo com tendência estacionária. (5) KPSS –  $H_0$ : processo estacionário;  $H_1$ : raiz unitária.

## Referências

AFONSO, A. **Disturbing the fiscal theory of the price level: can it fit the EU-15**. Lisboa: Universidade Técnica de Lisboa, 2002. (Working Paper).

ÁZARA, A. de. **Dominância Fiscal e suas implicações sobre a política monetária no Brasil: uma análise do período 1999 a 2005**. 2006. 84f. Dissertação (Mestrado em Economia de Empresas) — Escola de Economia de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006.

BLANCHARD, O. **Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil**. Cambridge, MA: MIT Press, 2004. (Working Paper, 10389).

BLANCHARD, O.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate-supply and demand disturbances. **American Economic Review**, Pittsburgh, PA, v. 79, n. 4, p. 655-673, 1989.

CANZONERI, M. B.; CUMBY, R. E.; DIBA, B. T. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? **American Economic Review**, v. 91, n. 5, p. 1221-1238, 2001.

CARLSTRON, C.; FUERST, T. The fiscal theory of the price level. **Economic Review**, Cleveland, v. 36, n. 1, p. 22-32, 2000.

CHRISTIANO, L.; FITZGERALD, T. **Understanding the fiscal theory of the price level**. Cambridge, MA: NBER, 2000. (Working Paper, 7668).



ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. **Inflation targeting and debt: lessons from Brazil**. Cambridge, MA: MIT Press, 2004. (Working Paper, 10390).

FIALHO, M. L.; PORTUGAL, M. S. Monetary and fiscal policy interactions in Brazil: an application of the fiscal theory of the price level. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 35, n. 4, p. 657-685, 2005.

FISCHER, S. The role of macroeconomic factors in growth. **Journal of Monetary Economics**, [S. l.], v. 32, n. 3, p. 485-512, 1993.

GADELHA, S. R. B.; DIVINO, J. A. Dominância fiscal ou dominância monetária no Brasil? Uma análise de causalidade. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 12, n. 4, p. 659-675, 2008.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

IVANOV, V.; KILIAN, L. A. Practitioner's Guide to Lag Order Selection for VAR Impulse Response Analysis. **Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics**, [S. l.], v. 9, n. 1, p.1-34, 2005.

KIM, S. Structural shocks and the fiscal theory of the price level in the sticky price model. **Macroeconomics Dynamics**, Cambridge, v. 7, n. 5, p. 759-782, 2003.

LIMA, E. C. R.; MAKI, A.; PUMAR, A. The effects of fiscal policy and its interactions with monetary policy in Brazil. **Economia**, Niterói, v. 13, n. 1, p. 149-180, 2012.

LOYO, E. **Tight money paradox on the loose: a fiscalist hyperinflation**. Cambridge, MA: Kennedy School of Government, Harvard University, 1999. Mimeografado.

MARQUES JUNIOR, K. Há dominância fiscal na economia brasileira? Uma análise empírica para o período do Governo Lula. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 38, n. 1, p. 63-80, 2010.

NUNES, A. F. N.; PORTUGAL, M. S. Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o Brasil pós metas de inflação. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., 2009, Foz do Iguaçu. [Anais...]. Niterói: Anpec, 2009. Disponível em:

<<http://www.anpec.org.br/encontro2009/inscricao.on/arquivos/354-7928f5f43bf5c15ad9f98b18917a45f.pdf>>. Acesso em: 10 jan. 2014.

ORNELLAS, R.; PORTUGAL, M. S. Fiscal and Monetary Interaction in Brazil. In: MEETING OF THE BRAZILIAN ECONOMETRIC SOCIETY, 33., 2011, Foz do Iguaçu. [**Anais...**]. Rio de Janeiro: Sociedade Brasileira de Econometria, 2011. Disponível em:

<<http://bibliotecadigital.fgv.br/ocs/index.php/sbe/EBE11/paper/view/2829/1289>>Acesso em: 10 jan. 2014.

ROCHA, F.; SILVA, E. P. Teoria Fiscal do Nível de Preços: um teste para a economia brasileira no período 1966-2000. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 3, p. 419-436, 2004.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. New York: McGraw-Hill, 2001.

SARGENT, T.J; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Quarterly Review**, Minneapolis, v. 5, p. 1-17, 1981.

SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. **Custos de Bem Estar da Inflação: o caso com moeda indexada e estimativas empíricas para o Brasil**. Rio de Janeiro: FGV, 1994. (Ensaio Econômico da EPGE/FGV, n. 249).

SIMS, C. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, [New York], v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SIMS, C. **Solving linear Rational Expectations Models**. [S. I.]: Yale University, 1995. (Working Paper).

TANNER, E.; RAMOS, A. M. **Fiscal sustainability and monetary versus fiscal dominance: evidence from Brazil, 1991-2000**. [S.I.]: IMF, 2002. (IMF Working Paper).

TOURINHO, O. A. A demanda por moeda em processos de inflação elevada. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 1, p. 7-68, 1995.

WOODFORD, M. Comment. In: BLANCHARD, O.; ROTEMBERG, J. J. (Ed.). **NBER Macroeconomics Annual 1998**. Cambridge, MA: MIT Press, 1999. p. 390-419.

WOODFORD, M. **Control of the public debt: a requirement for price stability?** Cambridge, MA: NBER, 1996. (NBER Working Paper, 5684).