



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

CARLOS ROBERTO CHAGAS GOES

EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DA TEORIA FISCAL DA DETERMINAÇÃO DO NÍVEL DE
PREÇOS: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO DE 1997-2011.

Fortaleza
2012

CARLOS ROBERTO CHAGAS GOES

EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DA TEORIA FISCAL DA DETERMINAÇÃO DO NÍVEL DE
PREÇOS: UMA ANÁLISE PARA O PERÍODO DE 1997-2011.

Monografia apresentada ao Curso de Economia da Faculdade de Economia, Administração, Atuarias e Contabilidade da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para a obtenção do título de Bacharel em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira.

FORTALEZA
2012

A ciência.
A minha mãe e irmãs.

AGRADECIMENTOS

Ao Prof. Dr. Roberto Tatiwa Ferreira pela atenção, paciência e contribuição que foram elementos essenciais desde a elaboração do projeto até a conclusão da monografia, tornando sua orientação excelente.

A Prof. Dra. Sandra Maria dos Santos por sua admirável dedicação no ensino de normas técnicas no Curso de Economia acompanhando cada um de seus alunos e mostrando as alternativas possíveis.

Aos professores participantes da banca examinadora.

Aos colegas de curso que apoiaram desde o início e forneceram algumas dicas que foram muito produtivas na construção do presente trabalho.

“Os vencedores pensam que a história termina bem porque eles estavam certos, ao passo que os perdedores perguntam por que tudo foi diferente, e essa é uma questão relevante”.

(Eric Hobsbawn)

RESUMO

A presente pesquisa tem como foco verificar a aplicabilidade da Teoria Fiscal da Determinação do Nível de Preços (TFNP) para o Brasil no período de 1997-2011, ou seja, identificar o tipo de regime fiscal que predominou no país nesse período. O estudo se estrutura na construção de dois modelos VAR (Vetor Autorregressivo) e principalmente, na análise de suas funções impulso-resposta. O primeiro vetor autorregressivo tem como variáveis endógenas a série superávit primário como proporção do PIB dessazonalizada e a dívida interna pública como proporção do PIB. O segundo é estimado considerando três variáveis endógenas, o superávit como proporção do PIB dessazonalizado, o logaritmo da dívida nominal e o logaritmo do PIB nominal dessazonalizado. Os resultados da análise dos dados mostram que o regime fiscal brasileiro no período estudado é coerente com um regime ricardiano. Isso significa que os déficits públicos não estão determinando, pelo menos de maneira significativa, a inflação brasileira.

Palavras-chave: Regime fiscal. Função impulso-resposta. Inflação brasileira.

ABSTRACT

The present research has as focus to check the application of the fiscal theory of the price level in Brazil (FTPL) in the period of 1997-2011, in other words, to identify the kind of fiscal regime which happened in the country in that period of time. The study has as framework the construction of two Var (vector autoregression) model and essentially, in the analysis of their impulse-response functions. The first vector autoregression has as endogenous variables the primary surplus as percentage of GDP (Gross Domestic Product) and domestic public debt as a percentage of GDP both seasonally adjusted. The second one is estimated regarding three variables, primary surplus as percentage of GDP seasonally adjusted, logarithm of nominal debt and logarithm seasonally adjusted of nominal GDP. The results from data analysis show which the Brazilian fiscal regime in the period studied is coherent with a ricardian fiscal regime. This means that public deficits are not determining by itself Brazilian inflation.

Keywords: Fiscal regime. Impulse response function. Brazilian inflation.

LISTAS DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 - Trajetória da série sup/PIB ao longo do período estudado.....	22
Gráfico 2 - Trajetória da série div/PIB ao longo do período estudado.....	22
Gráfico 3 - Trajetória da série sup/PIB dessazonizadaao longo do período estudado.....	24
Gráfico 4 - Trajetória da série div/PIB em sua primeira diferença dessazonizada ao longo do período estudado.....	25
Figura 1 - Resposta a uma inovação em sup/PIB dessazonizada.....	27
Figura 2 - Resposta a uma inovação em sup/PIB _{sa} dessazonizada.....	31

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Correlograma da série sup/PIB.....	23
Tabela 2 - Correlograma da série div/PIB.....	23
Tabela 3 - Resultado do teste de raiz unitária para a série sup/PIB dessazonalizada.....	24
Tabela 4 - Resultado do teste de raiz unitária para a série div/PIB.....	25
Tabela 5 - Resultado do teste de raiz unitária para a série div/PIB em sua primeira diferença dessazonalizada	25
Tabela 6 - Correlograma da série div/PIB em sua primeira diferença dessazonalizada.....	26
Tabela 7 - Critérios de informação.....	26
Tabela 8 -.Correlograma da série sup/PIB dessazonalizada.....	28
Tabela 9 - Resultado do teste de raiz unitária para a série logdivnom.....	29
Tabela 10 - Resultado do teste de raiz unitária para a primeira diferença da série logdivnom.....	29
Tabela 11 - Resultado do teste de raiz unitária para a série logPIBnom.....	29
Tabela 12 - Resultado do teste de raiz unitária para a primeira diferença da série logPIBnom.....	29
Tabela 13 - Resultado do teste de raiz unitária para a primeira diferença da série logPIBnom dessazonalizada.....	30
Tabela 14 - Correlograma da série logdivnom em sua primeira diferença.....	30
Tabela 15 - Correlograma da série logPIBnom em sua primeira diferença.....	30
Tabela 16 – Critérios de informação.....	31

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	11
2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	13
3	METODOLOGIA E BASE DE DADOS.....	16
3.1.	O Modelo VAR.....	16
<i>3.1.1.</i>	<i>Estacionariedade da Série – Teste de raiz unitária.....</i>	<i>19</i>
<i>3.1.2.</i>	<i>O VAR e Funções Impulso-Resposta.....</i>	<i>20</i>
3.2.	Base de Dados.....	21
4.	RESULTADOS EMPÍRICOS.....	22
5.	CONCLUSÃO.....	33
	REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	34

1 INTRODUÇÃO

As políticas econômicas sempre foram importantes para o controle da inflação, em especial a política monetária. Muitos estudiosos acreditam que o controle da oferta de moeda é uma condição suficiente para estabilizar a economia. Além disso, uma autoridade monetária independente com o objetivo principal de combater o processo inflacionário é indispensável. Tais autores argumentam que mesmo existindo influência da política fiscal sobre o aumento do nível de preços, em última instância, a autoridade monetária seria responsável pela trajetória inflacionária da economia, financiando o excesso de dívida pública sobre as receitas por meio de senhoriagem.

As primeiras explicações teóricas monetaristas a respeito das distorções de preço surgem em 1911 com a Teoria Quantitativa da Moeda, formulada por Simon Newcomb em 1885, mas popularizada por Irving Fisher no século XX. Mais tarde outras versões foram produzidas, uma gerada em 1936 por James Angel da Universidade de Columbia e outra denominada *cash-balance* ou dos saldos monetários de Cambridge. De acordo com essa teoria, considerando a velocidade de circulação da moeda constante, o nível de preços cresce na mesma proporção que a oferta monetária (ALÉM, 2010).

Essa é a visão monetarista que durante muito tempo foi usada para explicar os desequilíbrios ocorridos no nível de preços. Seguindo o raciocínio dessa visão o controle da oferta de moeda é uma condição suficiente para delimitar a trajetória da inflação. No entanto, em alguns ambientes econômicos a teoria monetarista se torna falha, principalmente no que se refere ao uso do controle da base monetária para tratar de desequilíbrios econômicos. Por esse motivo surgiu uma teoria alternativa capaz de explicar os desequilíbrios no nível de preços, denominada Teoria Fiscal da Determinação do Nível de Preços (TFNP).

A partir da década de 90 alguns teóricos passaram a desenvolver essa teoria alternativa com o intuito de explicar a trajetória da inflação através da política fiscal realizada pelo governo. O objetivo central é mostrar que, considerando algumas hipóteses, o nível de preços cresce proporcionalmente a taxa de crescimento dos títulos públicos (MENDONÇA, 2003).

Em virtude do processo inflacionário atual o presente trabalho fará uso de ferramentas econômicas para investigar se essa inflação está sendo impulsionada pela maneira em que o governo está realizando sua política fiscal. Por isso, o debate sobre a dívida pública não deve levar em consideração somente a sua sustentabilidade, mas também sua contribuição para o crescente nível de preços. Tendo em vista o cenário econômico brasileiro atual, a pesquisa a ser realizada será de fundamental importância para caracterizar o regime fiscal do Brasil no período de 1995-2011.

O problema abordado pela pesquisa visa investigar se os déficits públicos participam do processo de determinação do nível de preços, em outras palavras, se a Teoria Fiscal da Determinação do Nível de Preços (TFNP) se aplica a economia brasileira no período em estudo. Para isso basta provar que a política fiscal brasileira é não ricardiana, ou seja, a igualdade verificada na restrição intertemporal do governo é uma condição de equilíbrio e não uma restrição. A verificação da aplicabilidade da (TFNP) para o Brasil no período de 1997-

2011 será realizada através da estimação de um modelo de séries temporais que permita verificar os possíveis efeitos de variáveis fiscais no processo inflacionário brasileiro.

A metodologia empregada consiste na construção de dois vetores autorregressivos. O primeiro tem como variáveis endógenas o resultado primário do tesouro e a dívida pública interna, ambos como proporção do PIB. O segundo é constituído do resultado primário como proporção do PIB, logaritmo da dívida nominal e logaritmo do PIB nominal. A análise das funções impulso-resposta é usada para os dois modelos e é o instrumento crucial na determinação do regime fiscal.

A monografia está dividida em cinco seções, incluindo esta introdução. A segunda seção aborda o referencial teórico mostrando um pouco da literatura econômica sobre o tema em estudo. A terceira expõe as ferramentas usadas para realizar a pesquisa, incluindo as transformações de variáveis e base de dados. A quarta seção mostra os resultados empíricos da aplicação dos instrumentos metodológicos para a economia brasileira. A última seção apresenta as conclusões a cerca dos resultados encontrados.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

A literatura econômica durante muito tempo se estruturou na visão monetarista para explicar a inflação, onde a variável estratégica para o controle do nível de preços é a oferta de moeda. De acordo com tal visão um banco central independente seria a solução para a estabilidade de preços, pois a independência dessa autoridade monetária implicaria uma maior eficiência no controle da base monetária. A visão monetarista sobre o fenômeno inflacionário pode ser expressa através da equação abaixo:

$$V_t = (P_t * Y_t) / M_t, \text{ sendo } t = 0, 1, \dots$$

Segundo Bassetto (2008), ao se analisar o nível de preços (P_t) a partir da teoria quantitativa da moeda pode-se perceber que o mesmo é proporcional a oferta de moeda (M_t) desde que a velocidade da moeda (V_t) seja fixa e exógena. Assim, uma elevação maior em (M_t) do que no produto da economia (Y_t) provoca uma elevação dos preços porque, neste caso, haveria uma grande oferta de moeda para poucos bens transacionados na economia. Esta descrição é o coração da doutrina monetarista.

A partir da década de oitenta a política fiscal se tornou parte importante na explicação da trajetória da inflação. O artigo dos autores Thomas Sargent e Neil Wallace cujo título é *Some Unpleasant Monetarist Arithmetic*, gerou contribuições essenciais para estudos posteriores sobre os determinantes do processo inflacionário. De acordo com Sargent e Wallace (1981) há dois tipos de coordenações entre política fiscal e monetária. No primeiro esquema de coordenação a política monetária domina a política fiscal. A autoridade monetária age independentemente estabelecendo uma política monetária de forma a controlar as taxas de crescimento da base monetária tanto para o período corrente como para o período futuro. Dessa forma, a autoridade monetária impõe à autoridade fiscal a quantidade de moeda que ofertará através da senhoriagem. Esse esquema de coordenação de políticas garante o controle permanente da inflação pela autoridade monetária. É importante lembrar que a autoridade fiscal financia sua dívida através de títulos públicos federais e senhoriagem ofertada pela autoridade monetária.

No segundo esquema de coordenação de políticas a política fiscal exerce poder sobre a política monetária. A autoridade fiscal age de maneira independente estabelecendo o orçamento corrente e futuro, determinando a quantidade de receita que deve ser obtida junto ao público através da captação de recursos por meio da emissão de títulos federais e senhoriagem fornecida pela autoridade monetária. Nesse esquema há uma característica importante que torna a inflação não controlável permanentemente, ou pelo menos com menor possibilidade de controle permanente, em oposição ao primeiro esquema de coordenação de políticas. A autoridade monetária precisa financiar através de senhoriagem a diferença entre a dívida do governo e os recursos obtidos junto ao público por meio de títulos. É esse aspecto que torna o segundo esquema de coordenação de políticas menos poderoso em relação ao primeiro no que se refere ao controle permanente da inflação.

Nos anos 90 um grupo de teóricos formado por Woodford (1995), Sims (1994), Leeper (1991), Cochrane (1998), entre outros passou a questionar a independência do banco

central como requisito para controle do nível de preços. O ponto crucial defendido por esses teóricos é que além de uma política monetária, também é necessária uma política fiscal adequada capaz de evitar a inflação. De acordo com a teoria desenvolvida (Teoria Fiscal da Determinação do Nível de Preços) por esse grupo a determinação do nível de preços segue a taxa de crescimento dos títulos públicos (MENDONÇA, 2003).

De acordo com Mendonça (2003) a hipótese fundamental para a aplicabilidade da Teoria Fiscal da Determinação do Nível de Preços (TFNP) é que a política fiscal seja não ricardiana (denominação nomeada por Woodford), ou seja, o governo não calibra sua política para satisfazer sua restrição orçamentária intertemporal para todos os preços. Essa situação caracteriza um regime fiscal não ricardiano.

Nesse tipo de regime fiscal a dívida pública afeta o nível de preços por meio do efeito riqueza. Ao aumentar seus gastos sem necessariamente aumentar a arrecadação fiscal, o governo proporciona maior poder de compra aos agentes privados. Estes aumentarão seu consumo de bens e serviços pressionando o nível de preços. Esse efeito é denominado efeito riqueza (WOODFORD, 1995).

Para investigar o regime fiscal e caracterizá-lo de maneira mais aprofundada recorre-se a restrição intertemporal do governo que pode ser representada pela equação abaixo:

$$DP = S \text{ onde}$$

D – Dívida Nominal do Governo

P – Nível de Preços

S – Valor Presente dos Superávits Futuros

A distinção entre regime fiscal ricardiano e não ricardiano é realizado a partir da interpretação da igualdade da equação anterior. Para os defensores da TFNP a equação anterior é apenas uma condição de equilíbrio se a hipótese de política fiscal não ricardiana é válida. Caso contrário, ou seja, se a política fiscal é ricardiana então a equação representa uma restrição à política de gastos do governo (MENDONÇA, 2003).

No Brasil algumas pesquisas usaram a Teoria Fiscal da Determinação do Nível de Preços (TFNP) para obter informação sobre o regime fiscal brasileiro. Uma dessas pesquisas, Rocha e Silva (2004), visou caracterizar o regime fiscal brasileiro no período de 1966-2000. A metodologia usada por esses autores se fundamenta em três instrumentos básicos. O primeiro consiste na estimação de um VAR e suas funções impulso-resposta, tendo como variáveis endógenas as séries SUP e OBRIG denominadas de superávit como proporção do PIB e obrigações como proporção do PIB, respectivamente. A série SUP foi construída a partir da soma do superávit do tesouro como proporção do PIB com as receitas de senhoriagem (variação real na base monetária). Já a série OBRIG é a adição da dívida pública federal com a base monetária, ambas como proporção do PIB.

Esse instrumento inicial visa investigar por meio das funções impulso-resposta a reação da série OBRIG a uma inovação na série SUP. A segunda ferramenta consiste na estimação de um VAR e suas funções impulso-resposta tendo como variáveis endógenas as séries SUP, OBRIG e ALFA. Essa última é construída dividindo a taxa de crescimento real do

produto pela taxa real de juros. E por último estima-se um VAR e suas funções impulso-resposta com as séries LOBRIGNOM, SUP e LPIBNOM, nessa ordem. A primeira série corresponde ao logaritmo das obrigações do governo em termos nominais, a segunda já foi definida anteriormente e a terceira é o logaritmo do PIB nominal. Esses foram os três instrumentos metodológicos aplicados por esses autores para estudar o caso brasileiro.

Outra pesquisa, realizada por Bittencourt (2005), segue a mesma metodologia descrita nos parágrafos anteriores com alguns incrementos, tais como o uso dos testes de cointegração e de causalidade. Há ainda outro estudo produzido por Fialho e Portugal (2004) que segue o primeiro e o terceiro instrumento da metodologia anterior e acrescenta uma análise usando a estimação de um MS-VAR com o objetivo de capturar a relação entre políticas monetária e fiscal no Brasil. Todas as pesquisas mencionadas se estruturaram em uma metodologia desenvolvida por Canzoneri, Cumby e Diba em seu artigo *Is the price level determined by needs of fiscal solvency?* Publicado em 1998 pela NBER *Working Paper*, e em 2000 e 2001 pela *American Economic review*.

Essa é a literatura econômica disponível em relação à alimentação do processo inflacionário por meio do endividamento público. A análise geral engloba contribuições para formulação da TFNP a partir de artigos clássicos como Sargent e Wallace (1981), Woodford (1995) dentre outros. No contexto brasileiro os artigos comentados propiciaram importantes avanços na compreensão do regime fiscal brasileiro.

3 METODOLOGIA E BASE DE DADOS

A pesquisa utiliza métodos quantitativos para caracterizar o regime fiscal brasileiro em ricardiano ou não ricardiano no período de 1997-2011. A metodologia empregada segue Fialho e Portugal (2005) usando dois instrumentos metodológicos que consistem na construção de vetores autorregressivos e análise de suas funções impulso-resposta. Vale ressaltar que essa metodologia é baseada em um modelo proposto por Canzoneri, Cumby e Diba (2000), em um estudo realizado por esses autores, da economia norte americana.

3.1. O Modelo VAR

Conforme apresentado por Ferreira (2009) uma forma de analisar o comportamento dinâmico de um conjunto de variáveis é através de um modelo multivariado dinâmico. Para melhor compreensão considera-se um modelo vetorial autorregressivo de primeira ordem, ou seja, o VAR (1) bivariado cuja forma estrutural pode ser representada por:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (1)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt}$$

As variáveis ϵ_{yt} e ϵ_{zt} são ruídos brancos (White noises). O sistema dinâmico (1) pode ser escrito em forma de matriz,

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{pmatrix} \quad (2)$$

ou de maneira simples,

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

pré-multiplicando os dois lados da equação (3) por B^{-1} , tem-se:

$$X_t = B^{-1} \Gamma_0 + B^{-1} \Gamma_1 X_{t-1} + B^{-1} \varepsilon_t \quad (4)$$

Se $A_0 = B^{-1} \Gamma_0$; $A_1 = B^{-1} \Gamma_1$ e $E_t = B^{-1} \varepsilon_t$ então pode-se apresentar a equação (4) na forma abaixo:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + E_t \quad (5)$$

Há ainda outra alternativa de apresentação da equação (5), através de um sistema de equações simultâneas:

$$y_t = a_{10} + a_{11} y_{t-1} + a_{12} z_{t-1} + e_{1t} \quad (6)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21} y_{t-1} + a_{22} z_{t-1} + e_{2t}$$

Um vetor autorregressivo é tido como a forma reduzida de um sistema dinâmico de equações. No caso em análise a equação (5) é a forma reduzida do sistema dinâmico (1), ou seja, é um vetor autorregressivo com uma defasagem, VAR (1). No caso de p defasagens tem-se um VAR (p).

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_p X_{t-p} + E_t \quad (7)$$

É possível construir as matrizes de variâncias e covariâncias de ε_t da forma estrutural e de E_t da forma reduzida. A primeira se dispõe da seguinte maneira:

$$\Omega = \begin{pmatrix} V(\varepsilon_{yt}) & \text{Cov}(\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt}) \\ \text{Cov}(\varepsilon_{zt}, \varepsilon_{yt}) & V(\varepsilon_{zt}) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{\varepsilon_{yt}}^2 & \sigma_{\varepsilon_{yt}\varepsilon_{zt}} \\ \sigma_{\varepsilon_{zt}\varepsilon_{yt}} & \sigma_{\varepsilon_{zt}}^2 \end{pmatrix} \quad (8)$$

A matriz variância e covariância de E_t da forma reduzida está exposta abaixo:

$$\Omega = \begin{pmatrix} V(e_{1t}) & \text{Cov}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{Cov}(e_{2t}, e_{1t}) & V(e_{2t}) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{pmatrix} \quad (9)$$

A partir do que foi mostrado até agora é possível qualificar o modelo de equações simultâneas de acordo com sua identificação. No modelo apresentado há dez parâmetros na forma estrutural ($b_{10}, b_{20}, b_{12}, b_{21}, \gamma_{11}, \gamma_{21}, \gamma_{22}, \sigma_{\varepsilon_{yt}}^2, \sigma_{\varepsilon_{zt}}^2$) e nove parâmetros na forma reduzida ($a_0, a_1, a_{11}, a_{12}, a_{21}, a_{22}, \sigma_1^2, \sigma_2^2, \sigma_{12}$). Dessa maneira, não se pode obter os vetores estimados dos parâmetros da forma estrutural a partir dos vetores dos parâmetros estimados da forma reduzida. Isso caracteriza o sistema de equações simultâneas desenvolvido até então em subidentificado. Caso o número de parâmetros da forma estrutural fosse igual ao da forma reduzida o sistema seria exatamente identificado. Outra possibilidade ocorre se o número de parâmetros da forma reduzida for superior ao da forma estrutural, nesse caso o sistema seria superidentificado.

Para tornar um sistema primitivo exatamente identificado, a maneira mais usada é impor restrições sobre o próprio sistema. Em um vetor autorregressivo com n variáveis deve-se impor $(N^2 - N) / 2$ restrições. No caso particular do sistema (1), considerando o que foi mencionado anteriormente, deve-se impor apenas uma restrição. Essa restrição se realiza por meio da decomposição de Cholesky que consiste em tornar a matriz B triangular.

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \rightarrow \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \quad (10)$$

Assumindo $b_{12} = 0$ o sistema na forma estrutural pode ser descrito como abaixo:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{pmatrix} \quad (11)$$

$$y_t = b_{10} + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt} \quad (12)$$

$$z_t = b_{20} + b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt}$$

Se $b_{12} = 0$ a variável endógena Y_t precede Z_t . Assim, ao utilizar essa decomposição para identificar o vetor autorregressivo deve-se ordenar as variáveis de acordo com a ordem de precedência das mesmas, fornecidas pela teoria econômica.

3.1.1. Estabilidade da Série – Teste de Raiz unitária

No caso do VAR (1) disposto em (5) a estabilidade só ocorre se as raízes de $|I - AL|$ estiverem fora do círculo unitário. No caso analisado tem-se:

$$\left[\begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} L \right] \rightarrow \begin{pmatrix} 1 - a_{11}L & -a_{12}L \\ -a_{21}L & 1 - a_{22}L \end{pmatrix} \quad (13)$$

O determinante dessa matriz é $(1 - a_{11}L)(1 - a_{22}L) - a_{12}a_{21}L^2$. Procedendo com o raciocínio e resolvendo recursivamente (5), depois de m interações, obtém-se a seguinte equação:

$$X = (I + A_1 + \dots + A_1^m)A_0 + \sum_{j=0}^{\infty} A_1^j E_{t-j} + A_1^{m+1} X_{t-m-1} \quad (14)$$

Assumindo a condição de estabilidade quando m tende ao infinito a equação se apresenta na forma abaixo:

$$X_t = (I - A_1 L)^{-1} A_0 + \sum_{j=0}^{\infty} A_1^j E_{t-j} \quad (15)$$

Se $u = (I - A_1, L)^{-1} A_0$, então um vetor de média móvel infinito (VMA) do VAR (1) pode ser representado da seguinte maneira:

$$X_t = u + \sum A_1^j E_{t-j}; \quad u = \begin{pmatrix} u_y \\ u_z \end{pmatrix} \quad (16)$$

Pode-se constatar que quando um VAR é estacionário sua representação pode ocorrer através de um vetor de médias móveis infinito.

3.1.2. O VAR e Funções Impulso-resposta

Utilizando o vetor de médias móveis em (16) gerado a partir do VAR (1) em (5) pode-se construir a seguinte apresentação matricial:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_y \\ u_z \end{pmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} E_{t-j} \quad (17)$$

Sabe-se através da equação (4) que $E_t = B^{-1} \epsilon_t$, portanto, $E_{t-j} = B^{-1} \epsilon_{t-j}$. Substituindo esta última em (17), tem-se:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_y \\ u_z \end{pmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \frac{1}{(1 - b_{12} b_{21})} \begin{pmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{yt-1} \\ \epsilon_{zt-1} \end{pmatrix} \quad (18)$$

Para melhorar a análise pode-se realizar o procedimento a seguir:

$$\Phi = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \frac{1}{(1 - b_{12} b_{21})} \begin{pmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{pmatrix} \quad (19)$$

Dessa maneira, o sistema (18) se dispõe no formato abaixo:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_y \\ u_z \end{pmatrix} + \sum_{j=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \phi_{11}(j) & \phi_{12}(j) \\ \phi_{21}(j) & \phi_{22}(j) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{yt-1} \\ \varepsilon_{zt-1} \end{pmatrix} \quad (20)$$

Cada equação do sistema (20) pode ser definida como se segue:

$$y_t = u_y + \phi_{11}(0) \varepsilon_{yt} + \phi_{12}(0) \varepsilon_{zt} + \phi_{11}(1) \varepsilon_{yt-1} + \phi_{12}(1) \varepsilon_{zt-1} + \phi_{11}(2) \varepsilon_{yt-2} + \phi_{12}(2) \varepsilon_{zt-2} + \dots \quad (21)$$

Os ϕ 's são os multiplicadores de impacto. Portanto, $\phi_{12}(0)$ expõe a medida de um choque contemporâneo ocorrido em z_t e seu efeito em y_t , $\phi_{12}(1)$ é a resposta de y_t dado um impulso em ε_{zt-1} . O gráfico de $\phi_{lm}(j)$ contra j é denominado de função impulso-resposta.

3.2. Base de Dados

Os dados utilizados na pesquisa são os do resultado primário do tesouro de acordo com o conceito abaixo da linha, dívida interna pública e do produto interno bruto (PIB) a preços de mercado, obtidos no site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). No primeiro procedimento metodológico aplicado aos dados tratou-se os mesmos construindo duas séries históricas. A primeira delas é a razão entre o resultado primário do tesouro e o PIB, chamada de sup/PIB. A outra foi construída a partir da razão entre dívida interna pública e PIB, denominada div/PIB. Em virtude da presença de sazonalidade na primeira série em nível e na segunda em sua primeira diferença houve a necessidade de dessazonalizá-las. O método usado para tratar da sazonalidade dos dados foi o do Census II, desenvolvido nos Estados Unidos pelo Departamento de Comércio desse mesmo país.

No segundo instrumento metodológico utilizou-se o logaritmo como meio de transformação de duas das séries envolvidas no modelo. As variáveis usadas foram o logaritmo do PIB nominal, logaritmo da dívida nominal e o superávit como proporção do PIB. Além disso, a primeira diferença da série logaritmo do PIB nominal foi dessazonalizada pelo método Census II.

4 RESULTADOS EMPÍRICOS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

A pesquisa foi realizada utilizando dados trimestrais da dívida interna pública, Produto Interno Bruto (PIB) e resultado primário do tesouro para o período 1997-2011. O procedimento inicial foi construir as séries sup/PIB e div/PIB . A primeira é o resultado primário do tesouro como proporção do PIB e a segunda é a dívida interna pública também como proporção do PIB. Os gráficos das duas séries foram elaborados e podem ser visualizados nos gráficos 1 e 2. Para verificar se há problema de sazonalidade com os dados foram construídos correlogramas para as duas séries (Tabela 1 e 2).

Gráfico 1 - Trajetória da série sup/PIB ao longo do período estudado.

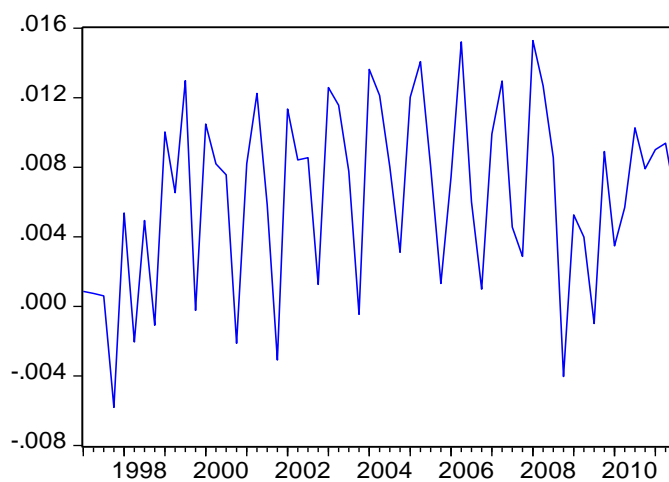


Gráfico 2 - Trajetória da série div/PIB ao longo do período estudado.

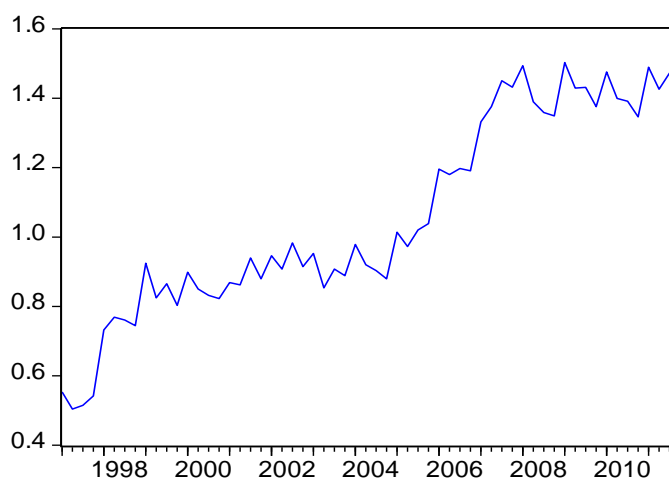


TABELA 1 - Correlograma da série sup/PIB.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.061	0.061	0.2339	0.629
		2 -0.095	-0.099	0.7991	0.671
		3 0.037	0.050	0.8853	0.829
		4 0.567	0.560	21.918	0.000
		5 -0.081	-0.205	22.354	0.000
		6 -0.273	-0.262	27.415	0.000
		7 -0.036	-0.030	27.504	0.000
		8 0.473	0.286	43.306	0.000
		9 -0.094	-0.014	43.941	0.000
		10 -0.268	-0.090	49.202	0.000
		11 -0.021	-0.054	49.234	0.000
		12 0.410	0.072	62.089	0.000
		13 -0.046	0.100	62.256	0.000
		14 -0.150	0.180	64.060	0.000
		15 -0.044	-0.168	64.214	0.000
		16 0.275	-0.243	70.526	0.000
		17 -0.077	-0.002	71.029	0.000
		18 -0.102	0.306	71.942	0.000
		19 -0.071	0.053	72.400	0.000
		20 0.128	-0.362	73.911	0.000
		21 -0.083	-0.288	74.557	0.000
		22 -0.055	0.239	74.854	0.000
		23 -0.075	0.564	75.413	0.000
		24 0.007	-0.095	75.418	0.000

TABELA 2 - Correlograma da série div/PIB.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.890	0.890	49.112	0.000
		2 0.806	0.071	90.153	0.000
		3 0.703	-0.130	121.87	0.000
		4 0.635	0.098	148.27	0.000
		5 0.544	-0.120	168.01	0.000
		6 0.478	0.022	183.50	0.000
		7 0.394	-0.080	194.23	0.000
		8 0.323	-0.043	201.58	0.000
		9 0.245	-0.043	205.90	0.000
		10 0.201	0.072	208.86	0.000
		11 0.154	-0.007	210.64	0.000
		12 0.134	0.060	212.01	0.000
		13 0.120	0.065	213.15	0.000
		14 0.125	0.043	214.40	0.000
		15 0.117	-0.028	215.51	0.000
		16 0.116	-0.005	216.63	0.000
		17 0.114	0.016	217.75	0.000
		18 0.116	-0.021	218.94	0.000
		19 0.111	-0.012	220.05	0.000
		20 0.108	-0.015	221.12	0.000
		21 0.102	0.008	222.09	0.000
		22 0.104	0.048	223.15	0.000
		23 0.111	0.058	224.39	0.000
		24 0.109	-0.041	225.61	0.000

A leitura desses correlogramas informa a presença de sazonalidade para a série sup/PIB, no entanto, a priori o mesmo não se pode afirmar para a série div/PIB. Segundo Bueno (2011) o procedimento mais tradicional para dessazonalizar as séries é usar dummies para os períodos sazonais, porém a ferramenta que será usada para tratar da sazonalidade dos dados neste trabalho será o Census II. Após o tratamento da sazonalidade o gráfico dessa série foi novamente construído (Gráfico 3).

O procedimento seguinte foi realizar os testes de raiz unitária para a série sup/PIB dessazonalizada e div/PIB, mostrando que a primeira é estacionária em nível e a segunda é integrada de ordem um (tabela 3 e 4).

Gráfico 3 - Trajetória da série sup/PIB dessazonalizada ao longo do período estudado.

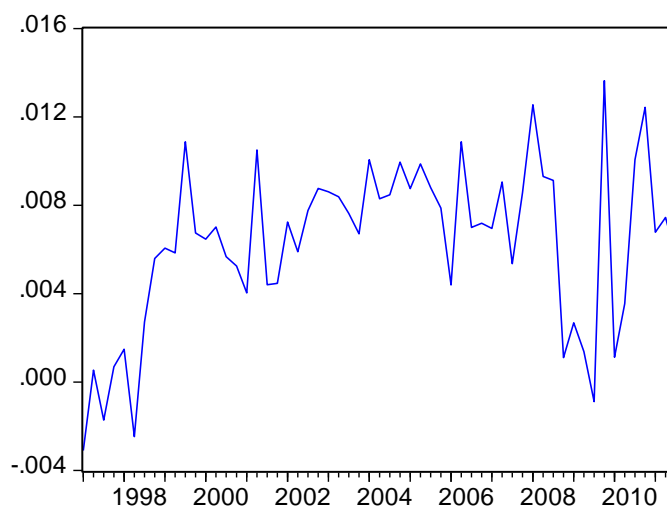


TABELA 3 - Resultado do teste de raiz unitária para a série sup/PIB dessazonalizada.

	Estatística-t	Prob.*
Estatística do teste Dickey-Fuller aumentado	-5.224165	0.0001
Valores críticos do teste:		
1%	-3.548208	
5%	-2.912631	
10%	-2.594027	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

TABELA 4 – Resultado do teste de raiz unitária para a série div/PIB.

	Estatística t	Prob.*
Estatística do teste Dickey-fuller aumentado	-0.811300	0.8078
Valores críticos do teste:		
1% level	-3.557472	
5% level	-2.916566	
10% level	-2.596116	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Como foi mostrado a série div/PIB possui raiz unitária e, por isso, o passo seguinte foi analisar seu correlograma para investigar a possível existência de sazonalidade (tabela 6). Por meio da análise deste instrumento a hipótese de sazonalidade se confirmou para essa série em sua primeira diferença. Além disso, realizou-se um novo teste de raiz unitária para a série div/PIB, mas dessa vez, com sua primeira diferença dessazonalizada (tabela 5). O resultado obtido confirma a estacionariedade em primeira diferença da série (gráfico 4).

Gráfico 4 – Trajetória da série div/PIB em sua primeira diferença dessazonalizada

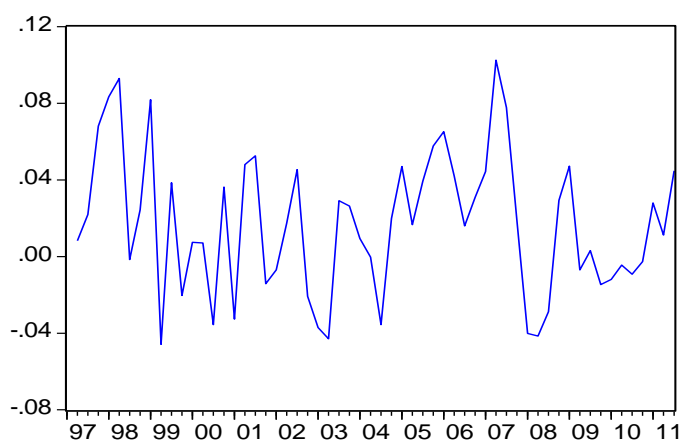


TABELA 5 - Resultado do teste de raiz unitária para a série div/PIB em sua primeira diferença dessazonalizada.

	Estatística-t	Prob.*
Estatística do teste Dickey-Fuller aumentado	-5.342454	0.0000
Valores críticos do teste:		
1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

TABELA 6 - Correlograma da série div/PIB em sua primeira diferença dessazonalizada.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.311	0.311	5.9074	0.015
		2	0.097	0.001	6.4951	0.039
		3	-0.031	-0.068	6.5556	0.087
		4	-0.070	-0.046	6.8713	0.143
		5	0.221	0.293	10.077	0.073
		6	-0.011	-0.193	10.084	0.121
		7	0.031	0.062	10.151	0.180
		8	-0.163	-0.200	12.008	0.151
		9	-0.096	0.093	12.663	0.178
		10	-0.019	-0.117	12.691	0.241
		11	-0.200	-0.140	15.637	0.155
		12	-0.196	-0.204	18.545	0.100
		13	-0.056	0.274	18.791	0.130
		14	0.171	0.110	21.099	0.099
		15	-0.040	-0.274	21.229	0.130
		16	-0.133	-0.093	22.695	0.122
		17	-0.096	0.201	23.477	0.134
		18	0.016	0.102	23.498	0.172
		19	-0.012	-0.478	23.510	0.216
		20	-0.168	-0.277	26.086	0.163

Um VAR com uma defasagem foi estimado para as séries sup/PIB em nível e div/PIB em sua primeira diferença ambas dessazonalizadas. Apesar dos critérios de informação AIC, SIC e HQ (tabela 7) indicarem nenhuma defasagem utilizou-se uma defasagem para incluir dinâmica entre as variáveis e evitar problema de correlação de primeira ordem nos resíduos.

É importante mencionar que a metodologia VAR pode gerar possíveis divergências nos resultados em virtude da ordem das variáveis escolhidas no modelo. A ordem em que a série sup/PIB vem primeiro possibilita um efeito contemporâneo da inovação sobre a div/PIB. Tal situação é consistente com um regime não ricardiano. Já a ordem em que a div/PIB vem antes não permite um efeito contemporâneo do choque sobre div/PIB que é coerente com um regime ricardiano (ROCHA; SILVA, 2004). No entanto, no presente trabalho será usado a função impulso resposta generalizada que elimina as divergências mencionadas anteriormente, evitando problemas de ordenação. As funções impulso-resposta do VAR estimado se encontram na figura 1.

TABELA 7 - Critérios de informação.

Lag	AIC	SC	HQ
0	-12.59368*	-12.51933*	-12.56509*
1	-12.54459	-12.32154	-12.45882
2	-12.45865	-12.08689	-12.31569
3	-12.37499	-11.85453	-12.17485
4	-12.27300	-11.60385	-12.01568
5	-12.29279	-11.47493	-11.97828

Além da ordem em que as variáveis são estimadas é preciso esclarecer as diferentes interpretações das funções impulso-reposta no processo de caracterização do regime fiscal brasileiro. O caso compatível com um regime ricardiano ocorre quando os superávits estão positivamente correlacionados e a dívida em $t+1$ decresce. O regime não ricardiano ocorre quando há correlação positiva entre os superávits e a dívida ou não responde, ou reage positivamente a uma inovação no superávit. Há ainda a possibilidade do problema de identificação que ocorre quando uma inovação no superávit presente está negativamente correlacionada com os superávits futuros. Neste último caso, o regime fiscal pode ser tanto ricardiano como não ricardiano (FIALHO; PORTUGAL, 2005).

A leitura dos gráficos dispostos na figura 1 informa que há uma correlação positiva entre superávits futuros e presentes. Ou seja, o superávit futuro respondeu positivamente a uma inovação no superávit presente, essa autocorrelação pode ser conferida na tabela 8. Por outro lado, a dívida respondeu negativamente a uma inovação positiva no superávit, como mostra a figura 1A. Esse resultado é condizente com um regime ricardiano.

FIGURA 1 - Resposta a uma inovação em sup/PIB dessazonalizada

FIGURA 1A: Resposta da div/PIB em sua primeira diferença dessazonalizada

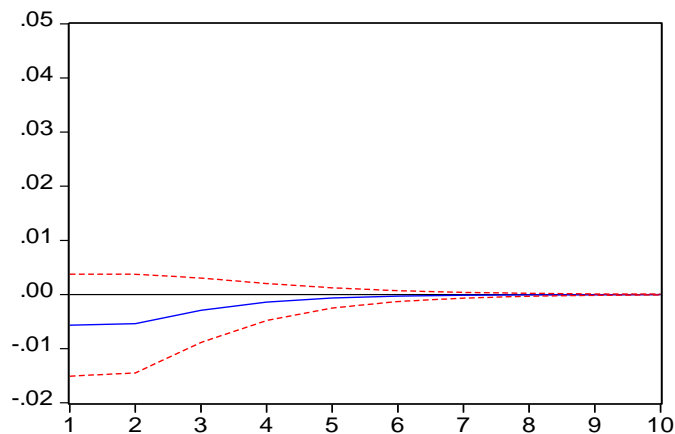


FIGURA 2B: Resposta do sup/PIB dessazonalizada

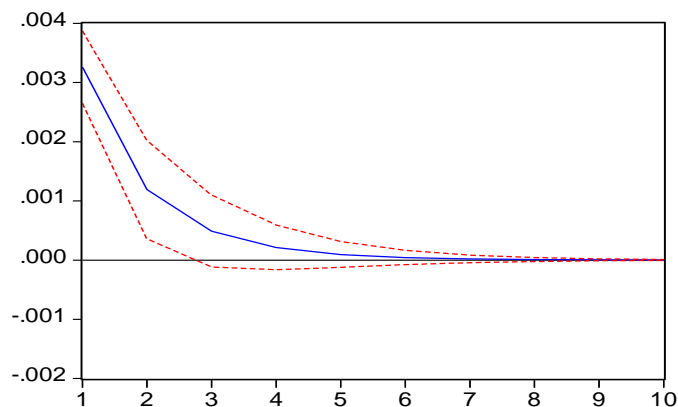


TABELA 8 - Correlograma da série supPIB dessazonalizada.

	AC	PAC	Q-Stat	Prob
1	0.061	0.061	0.2339	0.629
2	-0.095	-0.099	0.7991	0.671
3	0.037	0.050	0.8853	0.829
4	0.567	0.560	21.918	0.000
5	-0.081	-0.205	22.354	0.000
6	-0.273	-0.262	27.415	0.000
7	-0.036	-0.030	27.504	0.000
8	0.473	0.286	43.306	0.000
9	-0.094	-0.014	43.941	0.000
10	-0.268	-0.090	49.202	0.000
11	-0.021	-0.054	49.234	0.000
12	0.410	0.072	62.089	0.000
13	-0.046	0.100	62.256	0.000
14	-0.150	0.180	64.060	0.000
15	-0.044	-0.168	64.214	0.000

Outra abordagem usada para confirmar os resultados está associada ao comportamento da renda nominal (PIB nominal). De acordo com Rocha e Silva (2004), teoricamente, um regime fiscal ricardiano não produz impacto sobre a renda nominal. Entretanto, no caso de um regime fiscal não ricardiano, para que a restrição intertemporal do governo seja satisfeita é preciso que a renda se mova. Conforme Canzoneri, Cumby e Diba (2001) citado por Rocha e Silva (2004), o regime não ricardiano ocorre quando uma inovação positiva no superávit reduz a renda nominal no mesmo período e aumenta o valor real das obrigações correntes do governo. Essa possibilidade pode ser verificada seguindo um instrumento metodológico desenvolvido por esses autores e que está contido nesse mesmo artigo publicado em 2001.

A metodologia consiste em desmembrar o numerador e o denominador da razão div/PIB e estimar um VAR com as seguintes variáveis e nessa ordem: $logdivnom$, $supPIB$ e $logPIBnom$. Essa é a sequência das variáveis na decomposição de Cholesky que é típico de um regime não ricardiano, pois a expectativa é de que a renda nominal responda a uma inovação no superávit no caso em que a dívida nominal é predeterminada (ROCHA; SILVA, 2004).

O procedimento inicial foi realizar os testes de raiz unitária para duas das três variáveis (tabelas 8 e 9), pois já foi mostrado que a série $supPIB$ dessazonalizada é estacionária em nível. Os testes apontaram que as séries logaritmo da dívida nominal e logaritmo do PIB nominal possuem raiz unitária. Além disso, os correlogramas dessas duas séries em suas primeiras diferenças foram produzidos com o intuito de identificar possíveis problemas de sazonalidade (tabela 14 e 15). A partir dos correlogramas verificou-se que a série $logPIBnom$ em sua primeira diferença apresenta sazonalidade. O teste para confirmar a estacionariedade em primeira diferença dessa série dessazonalizada se encontra na tabela 13. A característica sazonal não foi identificada na série $logdivnom$ em sua primeira diferença.

Por essa razão, o VAR foi estimado com a série supPIB em nível dessazonalizada, logdivnom em sua primeira diferença e logPIBnom em sua primeira diferença dessazonalizada.

TABELA 9 - Resultado do teste de raiz unitária para a série logdivnom.

	Estatística t	Prob.*
Estatística do teste Dickey-Fuller aumentado	-1.377154	0.5873
Valores críticos do teste:		
1%	-3.548208	
5%	-2.912631	
10%	-2.594027	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

TABELA 10 - Resultado do teste de raiz unitária para a primeira diferença da série logdivnom.

	Estatística t	Prob.*
Estatística do teste Dickey-Fuller aumentado	-6.799328	0.0000
Valores críticos do teste:		
1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

TABELA 11 - Resultado do teste de raiz unitária para a série logPIBnom.

	Estatística t	Prob.*
Estatística do teste Dickey-Fuller aumentado	0.101428	0.9627
Valores críticos do teste:		
1% level	-3.571310	
5% level	-2.922449	
10% level	-2.599224	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

TABELA 12 - Resultado do teste de raiz unitária para a primeira diferença da série logPIBnom.

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.198445	0.0261
Test critical values:		
1% level	-3.571310	
5% level	-2.922449	
10% level	-2.599224	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

TABELA 13 - Resultado do teste de raiz unitária para a série logPIBnom em sua primeira diferença dessazonalizada.

	Estatística t	Prob.*
Estatística do teste Dickey-Fuller aumentado	-7.034760	0.0000
Valores críticos do teste: 1% level	-3.550396	
5% level	-2.913549	
10% level	-2.594521	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

TABELA 14 - Correlograma da série logdivnom em sua primeira diferença.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.099	0.099	0.6006	0.438
		2 -0.024	-0.034	0.6367	0.727
		3 -0.085	-0.080	1.0970	0.778
		4 0.130	0.148	2.1807	0.703
		5 0.005	-0.029	2.1826	0.823
		6 0.009	0.011	2.1883	0.902
		7 -0.162	-0.146	3.9897	0.781
		8 -0.032	-0.019	4.0616	0.852
		9 -0.113	-0.116	4.9682	0.837
		10 0.025	0.021	5.0124	0.890
		11 -0.193	-0.181	7.7842	0.732
		12 -0.045	-0.018	7.9356	0.790
		13 0.010	0.041	7.9437	0.847
		14 0.171	0.117	10.253	0.743
		15 -0.130	-0.140	11.625	0.707
		16 -0.010	0.010	11.634	0.769
		17 -0.086	-0.089	12.262	0.784
		18 0.167	0.091	14.677	0.684
		19 -0.068	-0.110	15.086	0.717
		20 -0.128	-0.167	16.590	0.679
		21 -0.141	-0.055	18.473	0.619
		22 -0.019	-0.106	18.507	0.676
		23 -0.004	0.011	18.508	0.729
		24 0.139	0.107	20.472	0.670

TABELA 15 - Correlograma da série logPIBnom em sua primeira diferença.

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.579	-0.579	20.499	0.000
		2 0.291	-0.067	25.761	0.000
		3 -0.550	-0.618	44.877	0.000
		4 0.679	0.216	74.550	0.000
		5 -0.465	-0.097	88.754	0.000
		6 0.312	-0.096	95.270	0.000
		7 -0.486	-0.178	111.39	0.000
		8 0.590	0.068	135.63	0.000
		9 -0.431	-0.079	148.82	0.000
		10 0.260	-0.214	153.72	0.000
		11 -0.373	-0.054	164.02	0.000
		12 0.443	-0.185	178.86	0.000
		13 -0.327	-0.129	187.12	0.000
		14 0.231	-0.147	191.35	0.000
		15 -0.299	-0.135	198.60	0.000
		16 0.333	-0.224	207.78	0.000
		17 -0.280	-0.315	214.45	0.000
		18 0.185	-0.446	217.42	0.000
		19 -0.217	-0.788	221.61	0.000
		20 0.256	-3.646	227.59	0.000

O Var com uma defasagem foi estimado e a escolha do número de defasagem seguiu o critério de informação AIC, com a intenção de incluir dinâmica as variáveis e evitar mais uma correlação de primeira ordem nos resíduos (tabela16). As funções impulso-resposta foram construídas e os seus gráficos podem ser visualizados na figura 2.

TABELA 16 - Critérios de informação.

Lag	AIC	SC	HQ
0	-20.88959	-20.77909*	-20.84698*
1	-20.90315*	-20.46115	-20.73269
2	-20.76723	-19.99373	-20.46892
3	-20.62598	-19.52099	-20.19983
4	-20.65428	-19.21780	-20.10029
5	-20.58214	-18.81416	-19.90030

FIGURA 2 - Resposta a uma inovação em sup/PIB dessazonalizada.

FIGURA 2A: Resposta de logdivnom em sua primeira diferença.

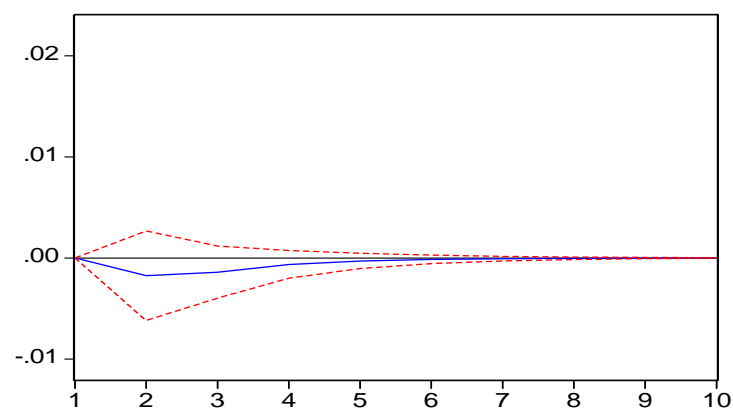


FIGURA 2B: Resposta do supPIB dessazonalizado.

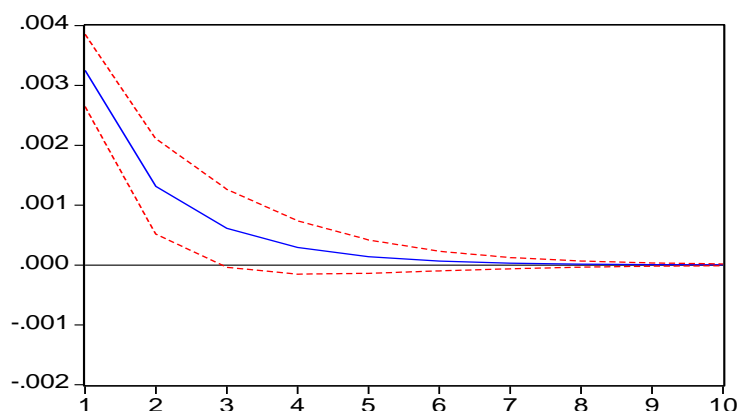
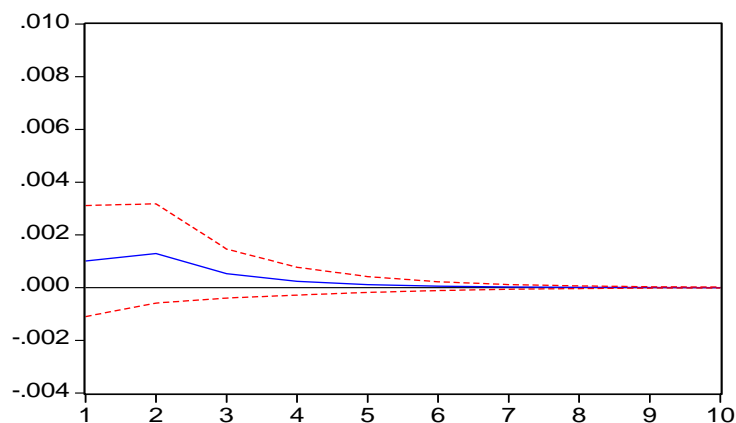


FIGURA 2C: Resposta de logPIBnom em sua primeira diferença dessazonalizado.



De acordo com a análise gráfica, o PIB responde positivamente a uma inovação no superávit, enquanto na dívida esta resposta é negativa. Isso significa que o valor real das obrigações correntes do governo declinou. No entanto, mesmo havendo uma resposta do PIB, há evidências de um regime fiscal ricardiano, pois a dívida declinou nesse período confirmando o resultado obtido anteriormente. Portanto, essa segunda evidência confirma que o regime fiscal brasileiro é condizente com o ricardiano.

A priori pode-se pensar que o crescimento da renda nominal (PIB nominal) atuaria reduzindo a dívida real e, conseqüentemente, equilibrando equação intertemporal do governo, igualando essa dívida real ao valor presente dos superávits futuros, o que típico de um regime fiscal não ricardiano. Entretanto, os resultados também mostraram que a dívida nominal declinou, e somando essa situação ao aumento da renda nominal fica claro o predomínio do regime fiscal ricardiano, já que a dívida real se contraiu não só devido ao crescimento da renda nominal, mas também por influência da dívida nominal.

Considerando as conclusões obtidas da metodologia usada é possível verificar que os superávits estão sendo usados para conter a expansão da dívida pública, pois esta decresceu. Portanto, para os dois instrumentos metodológicos empregados os dados confirmam que no período de 1997-2011 o regime fiscal brasileiro é ricardiano. Ou seja, a dívida pública não contribuiu, pelo menos de maneira significativa, para o processo inflacionário do país.

5 CONCLUSÃO

A grande questão sobre os mecanismos de combate a inflação, através do controle da oferta de moeda conjugado a um banco central independente propiciou o surgimento de uma teoria alternativa, a Teoria Fiscal da Determinação do Nível de Preços (TFNP). Essa teoria tem como argumento principal a ideia de que os déficits públicos podem contribuir para um processo inflacionário. Tendo em vista essa alternativa a presente pesquisa visou identificar o regime fiscal brasileiro através de dados do superávit primário, dívida interna pública e PIB referentes ao período em análise, 1997-2011.

A meta deste trabalho foi aplicar a metodologia usada por Fialho e Portugal (2005) cuja proposta original está contida em Canzoneri, Cumby e Diba (2000). Essa metodologia foi utilizada por muitos autores brasileiros para testar a hipótese de regime não ricardiano na economia brasileira. Para isso, utilizou-se um modelo VAR e suas funções impulso-resposta cujas variáveis endógenas usadas foram a dívida interna pública e o resultado primário do governo ambas como proporção do PIB.

Os resultados obtidos desta investigação mostraram que o regime fiscal brasileiro se adequa ao regime ricardiano. Essa constatação se estrutura nos dois instrumentos metodológicos aplicados aos dados. No primeiro, uma inovação positiva no superávit presente gerou decrescimento da dívida no período futuro. No segundo, embora o PIB nominal tenha respondido a uma inovação no superávit no mesmo período a dívida para o período futuro decresceu. Isso significa que o superávit foi usado para amortizar parte da dívida.

Assim, as evidências mostram que o regime ricardiano predominou no Brasil durante 1997-2011. Isso significa que os déficits públicos do período não tiveram uma participação na elevação do nível de preços, pelo menos não de maneira tão expressiva a ponto de redesenhar uma nova forma de realizar política fiscal no Brasil. Esse resultado corrobora os apresentados por Rocha e Silva (2004) e Fialho e Portugal (2005), já que esses artigos tiveram como resultado evidências empíricas da ocorrência de um regime fiscal ricardiano no Brasil. Rocha e Silva (2004) analisaram o período de 1966 a 2000 usando dados anuais da dívida pública, obrigações do governo e PIB, enquanto Fialho e Portugal (2005) utilizaram dados de janeiro de 1995 a setembro de 2003.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALÉM, Ana Cláudia Duarte de. **Macroeconomia: teoria e prática no Brasil**. São Paulo: Elsevier, 2010.

BASSETTO, M. Fiscal theory of the price level. In: BLUME, L. ; DURLAUF, S. **The new palgrave: a dictionary of economics**. 2.ed. London: MacMillan, 2008. Disponível em: <www.nber.org/~bassetto/research/palgrave/fttheorypost.pdf>. Acesso em: 15 de setembro de 2011.

BITTENCOURT, M. A. É a política do plano real não-ricardiana? **Planejamento e Políticas Públicas**. Brasília. n.28, p.63-84, jun/dez. 2005. Disponível em: <www.ipea.gov.br/ppp/index.php/PPP/article/view/49/48>. Acesso em: 28 de setembro de 2011.

BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CANZONERI, M.; CUMBY, R. E.; DIBA, T. B. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? 1998 (**NBER Working Paper Series**, n. 6.471). Disponível em: <ideas.repec.org/pca260.html>. Acesso em: 2 de outubro de 2011.

_____. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? **Forthcoming American Economic Review**, 2000. Disponível em: <ideas.repec.org/pca260.html>. Acesso em: 2 de outubro de 2011.

_____. Is the price level determined by the needs of fiscal solvency? **American Economic Review**, v.91, n.5, p.1.221-1.238, 2001. Disponível em: <ideas.repec.org/pca260.html>. Acesso em: 2 de outubro de 2011.

FERREIRA, R. F. **Econometria de séries temporais: notas de aula**. Mimeografado, 2009.

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

MENDONÇA, H. F. Teoria fiscal da determinação do nível de preços: uma resenha. **Revista Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v.7, n.2, p.307-332, jul/dez. 2003. Disponível

em:<www.ie.ufrj.br/revista/pdfs/teoria_fiscal_da_determinação_do_nível_de_preços.pdf>.
Acesso em: 28 de agosto de 2011.

ROCHA, F. 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. Disponível em: <ppe.ipea.gov.br/index.php/ppe/article/viewfile/74/48>.
Acesso em: 7 de setembro de 2011.

SARGENT, T.; WALLACE, N. Some Unpleasant monetarist arithmetic. **Quarterly Review**, Minneapolis: Federal Reserve Bank, p.1-17,1981. Disponível em:
<www.minneapolisfed.org/research/QR/QR531.pdf>. Acesso em: 2 de setembro de 2011.

WOODFORD, M. Price-level determinacy without control of a monetary aggregate. Carnegie-Rochester. **Conference Series on Public Policy**, v.43, p.1-46,1995. Disponível em:
<ideas.repec.org/e/pwo3.html>. Acesso em: 26 de novembro de 2011.