

EFEITOS REGIONAIS DE POLÍTICA FISCAL NO BRASIL: UMA ANÁLISE POR VETORES AUTOREGRESSIVOS

Sávio Bertochi Caçador^{*}
Edson Zambon Monte^{**}
Ricardo Ramalhete Moreira^{***}

Resumo: Este trabalho objetiva verificar, de forma exploratória, a existência de respostas (as)simétricas nos níveis de produção industrial dos estados a partir de choques de Necessidades de Financiamento do Setor Público (NFSP) do Governo Central brasileiro no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2011, utilizando a técnica de Vetores Auto-regressivos. Os principais resultados alcançados foram: a) diante de um choque positivo em NFSP houve, em geral, uma resposta positiva na produção industrial dos estados pesquisados, com Espírito Santo, Minas Gerais e Amazonas apresentando os maiores incrementos percentuais acumulados após 12 meses de observação do choque; b) Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Goiás responderam negativamente aos choques de déficit fiscal do Governo Central; c) há indícios de *cluster* para os estados com mais similaridades de respostas aos choques estudados.

Palavras-chave: Política fiscal. Crescimento econômico. Atividade econômica regional.

Código JEL: E62, O23,R58.

Abstract: This paper aims to verify the existence, in an exploratory way, of (as)symmetrical answers in industrial production levels of States from shock of Brazilian Central Government's Public Sector Financing Needs (PSFN) in the period from January 2002 to December 2011, using the technique of Auto-regressive Vectors. The main results achieved were: a) facing a positive

* Economista do Banco de Desenvolvimento do Espírito Santo. E-mail: sbcacador@hotmail.com

** Professor do Departamento de Economia da UFES. E-mail: edsonzambon@yahoo.com.br

*** Professor do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFES. E-mail: ramalhete.s@gmail.com

shock in PSFN, in general, there was a positive response in industrial production States surveyed, with Espírito Santo, Minas Gerais and Amazon showing the largest percentage increments after 12 months of accumulated observation of shock; b) Santa Catarina, Rio Grande do Sul and Goiás responded negatively on impacts of Central Government's fiscal deficit; c) there is evidence of cluster States with more similarities to responses to shocks studied.

Key-words: Fiscal policy. Economic growth. Regional economic activity.

JEL Code: E62, O23,R58.

1. INTRODUÇÃO

Embora a literatura sobre efeitos macroeconômicos da política fiscal tenha sido objeto de muitos desenvolvimentos nas últimas décadas (por exemplo: BARRO, 1974; SARGENT e WALLACE, 1982; WOODFORD, 2001), o mesmo não ocorreu com igual velocidade quando o assunto se remete aos seus efeitos regionais ou locais. Em especial, esta constatação se faz mais forte quando se investiga o tema para a economia brasileira. Trabalhos desenvolvidos nos últimos anos, a exemplo de Assis e Dias (2004), Mendonça *et al.* (2009), entre outros, estão focados apenas nos efeitos macroeconômicos da política fiscal e, embora haja alguns poucos trabalhos que tratem dos efeitos em nível regional – como Marques Júnior *et al.* (2006) e Rocha e Giuberti (2007; 2008) –, verifica-se a inexistência de uma sistemática de pesquisa que crie alguma padronização em termos dos métodos empregados, choques de política estudados e respostas analisadas. Esta escassez de evidências empíricas no que diz respeito aos efeitos regionais (as)simétricos da política fiscal para o caso brasileiro, diga-se a verdade, parece apenas refletir a escassez também encontrada quando se estuda a literatura sobre o resto do mundo (OWYANG e ZUBAIRY, 2009).

Afinal, por que haveria interesse no estudo da dinâmica temporal das respostas locais em termos de produção e renda, a partir de choques de política fiscal em nível federal ou macroeconômico? Haveria no mínimo três razões para o estudo sistemático desses efeitos em menor escala: a) promover informação disponível para os

cidadãos, visto que seus empregos e rendas são afetados diferentemente pelas políticas fiscais federais, a depender de onde estejam residindo; b) capacitar os *policymakers* estaduais ou locais para implementação de previsões e políticas que tenham como objetivo compensar eventuais efeitos assimétricos dos choques de política federal; e, c) fundamentar possíveis coordenações entre os formuladores de política federais e locais a fim de que as assimetrias sejam controladas em face de objetivos regionais, e não somente nacionais (HAYO e UHL, 2012).

O presente trabalho tem como objetivo verificar, por intermédio de uma abordagem exploratória, a existência de respostas (as)simétricas nos níveis de produção industrial dos estados brasileiros a partir de choques de Necessidades de Financiamento do Setor Público (NFSP) do Governo Central brasileiro, no conceito nominal (incluindo o pagamento de juros), como uma *proxy* para a (des)poupança pública. O método empírico para o alcance desta finalidade será o de Vetores Auto-regressivos (VAR), amplamente utilizado para estudos de efeitos das políticas econômicas em nível macroeconômico e regional. Este estudo compreende o período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2011, e os estados analisados foram aqueles para os quais estão disponíveis dados referentes à produção industrial mensal elaborado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

De modo geral, os principais resultados alcançados foram os seguintes:

- i. diante de um choque positivo em NFSP houve, em geral, uma resposta positiva na produção industrial dos estados pesquisados, com os estados de Espírito Santo, Minas Gerais e Amazonas apresentando os maiores incrementos percentuais acumulados após 12 meses de observação do choque;
- ii. os estados de Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Goiás respondem negativamente aos choques de déficit fiscal do Governo Central;
- iii. Há indícios de *cluster* para os estados com mais similaridades de respostas aos choques estudados, ou seja, em geral, estados com maiores similaridades nas respostas estão mais próximos geograficamente, a exemplo do observado para parte da literatura internacional.

Embora não haja consenso a respeito, a literatura de efeitos assimétricos de política fiscal assume que características de composição industrial, fiscal e sociodemográfica de estados podem explicar a forma heterogênea com que os choques são transmitidos e propagados (OWYANG e ZUBAIRY, 2009).

Na mesma linha, Hayo e Uhl (2012) argumentam que as indústrias diferem entre si em termos de intensidade de trabalho *vis-à-vis* capital, e que a distribuição geográfica das indústrias não é homogênea entre os estados de um país; assim, políticas fiscais que afetem mais fortemente indústrias intensivas em trabalho (ou em capital) terão necessariamente impactos distintos sobre a renda disponível nos estados. De forma semelhante, a sensibilidade das indústrias ao ciclo de renda disponível é heterogêneo, na medida em que determinadas indústrias são produtoras de bens de consumo não-duráveis (mais dependentes da dinâmica de renda), enquanto outras de bens duráveis (dependentes da dinâmica de crédito), ou mesmo de bens de capital (dependentes da dinâmica dos resultados contábeis das empresas); e o ciclo da renda possui efeitos diferentes sobre esses diferentes setores produtores, assim como também possui o ciclo do crédito. Na medida em que essas indústrias estejam distribuídas desigualmente entre estados de um país, choques de renda (ou de crédito) terão efeitos regionais assimétricos. Ainda, caso choques de política fiscal afetem taxas de juros e taxas de câmbio, certamente haverá efeitos distintos para a performance dos estados, uma vez que a dinâmica daquelas taxas afeta as diferentes indústrias de maneira heterogênea.

Com a finalidade de explicar as respostas assimétricas encontradas, a exemplo do que faz a literatura internacional sobre o tema, testou-se um modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para cada estado da seguinte forma: as respostas percentuais acumuladas da produção industrial dos estados depois de 12 meses após o choque em NFSP, como a variável dependente; e, como variáveis independentes, um conjunto de dados representativos da situação demográfica, econômica, estrutura produtiva e estrutura fiscal das Unidades da Federação estudadas no presente trabalho. Contudo, nenhuma das regressões se mostrou significativa por conta, basicamente, do pequeno número de observações para as variáveis coletadas, em função da indisponibilidade de séries mais longas.

Portanto, os resultados encontrados por este trabalho via técnica VAR devem ser considerados como um esforço de contribuição para uma linha de pesquisa ainda embrionária, sobretudo no Brasil.

O trabalho está esquematizado da seguinte maneira: na próxima seção, apresentam-se os principais resultados já existentes na literatura empírica internacional e para o caso brasileiro em particular; por sua vez, colocam-se os dados e o método implementado para o presente trabalho; finalmente, são analisados os resultados do mesmo e listadas as referências bibliográficas.

2. REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

2.1 Resultados na literatura internacional

Taylor e Yücel (1996) analisam a resposta do nível de emprego nos estados da economia norte-americana, por meio da implementação de um modelo VAR, a partir de dados mensais para o período compreendido entre Janeiro de 1982 e Dezembro de 1995. De maneira curiosa, os autores encontram resultados de que elevações nas despesas federais eram acompanhadas de reduções no nível de emprego industrial para a maioria das indústrias e estados sob análise, embora o estado da Califórnia tenha apresentado resposta positiva. Os autores argumentaram que as respostas negativas encontradas na maioria dos casos podem ser causadas por efeitos do tipo *crowding-out*.

Por sua vez, Owyang e Zubairy (2009) implementaram um modelo Vetor Autoregressivo estrutural (SVAR) que inclui dados em nível estadual e federal para a economia norte-americana, no período de 1960 a 2006. Os autores encontram importantes e significantes variações nas respostas dos estados a partir de inovações nas despesas federais. Um choque de despesa federal criou variação percentual cumulativa da renda pessoal, entre os estados, que varia de 2,9 (New Jersey) a 11,17 (North Dakota), enquanto a resposta da renda pessoal para o país como todo foi de 2,63. Já a resposta percentual cumulativa do emprego, a partir do mesmo choque de despesas federais, varia de 2,67 (Iowa) a 10,13 (Michigan).

Além disto, essas respostas assimétricas parecem apresentar um caráter de *cluster* segundo os autores, ou seja, estados com respostas mais semelhantes entre si teriam, em geral, maior

proximidade geográfica. Os autores também encontram evidências de que a composição industrial nos estados é um determinante da magnitude de resposta da atividade econômica aos choques de despesa federal, porém a indicação de quais indústrias seriam mais importantes dependeria da natureza de composição das despesas federais. Encontram ainda evidências de que variáveis demográficas e de finanças estaduais também podem afetar a sensibilidade dos estados aos choques de despesas federais.

Por sua vez, também utilizando a técnica VAR, Hayo e Uhl (2012) estudaram a resposta dos estados norte-americanos a partir de um choque de impostos federais. Os dados amostrais são trimestrais e para o período 1950-I a 2007-IV. Os autores encontraram que as respostas assimétricas na dinâmica do produto (multiplicador de produto estadual dada uma elevação padrão nos impostos federais) entre os estados variam de -0,2 em Utah a -3,3 no Hawaii. Testes de robustez foram realizados no sentido de verificar se os resultados eram sustentados a partir de re-especificações nos modelos VAR.

As evidências foram no sentido de corroborar os resultados do modelo original implementado: choques de tributos federais possuem efeitos sobre os estados significativamente diferentes dos observados em nível agregado. Ademais, os autores encontraram que o tamanho do multiplicador de produto estadual a partir de choques de tributos federais depende de fatores como composição do produto estadual e idade mediana da população residente.

Por exemplo: as respostas (negativas) do produto estadual foram maiores nos estados com população cuja idade mediana era maior (e menores nos estados com população mais nova); assim como as respostas também foram maiores nos estados cujo produto era mais alocado em agricultura, finanças e serviços governamentais (e menores nos estados com maior participação de serviços e transportes). Os resultados como um todo levaram Hayo e Uhl (2012) a argumentarem que as políticas e legislações tributárias na esfera federal não têm efeitos neutros entre os estados e podem agravar as desigualdades regionais, o que sugere a necessidade de mecanismos de compensação para os estados com maiores desvantagens, a exemplo do que é feito em países federalistas como Alemanha e Canadá.

2.2 Evidências para o Brasil

Esta seção traz uma revisão dos principais textos da literatura brasileira, evidenciando os impactos de variáveis representativas da política fiscal em outras variáveis, notadamente relacionadas ao nível da atividade econômica. Dessa forma, eles podem ser classificados de duas maneiras: numa primeira abordagem, estão os artigos que consideram os impactos da política fiscal do governo federal; e, numa segunda abordagem, os trabalhos que analisam os choques fiscais dos governos subnacionais (estaduais ou municipais).

Dessa forma, Assis e Dias (2004) analisaram o impacto de alterações na política fiscal e no nível tecnológico sobre a taxa de crescimento econômico no Brasil e identificaram o nível ótimo de taxação da economia, baseando-se em Barro (1990). Eles utilizaram um modelo do tipo VAR nas análises econométricas, com dados anuais de 1951 a 2000. Os principais resultados empíricos sugerem que: i) choques na razão capital público/privado, carga tributária e nível tecnológico exercem efeitos cíclicos sobre a taxa de crescimento do produto no Brasil; ii) a carga tributária, utilizada para financiar os gastos públicos, causa impacto negativo sobre a taxa de crescimento da economia brasileira quando ultrapassa o nível ótimo de 25% do produto.

Mendonça *et al.* (2009), por sua vez, usaram dados trimestrais do período janeiro/1995 a dezembro/2007 para investigar também os efeitos de choques fiscais na economia brasileira. Os resultados sugerem que em resposta a um aumento inesperado do gasto do governo: a) o consumo privado aumenta; b) com uma probabilidade de 77,1%, o PIB se reduz; e c) a taxa de juros aumenta. Isso pode indicar a ocorrência de efeito *crowding out* entre investimento público e privado. Por sua vez, em relação a um choque expansionista da receita pública: a) com uma probabilidade de 56,6% ocorre uma redução do PIB no curto prazo, mas no longo prazo existe a possibilidade de uma reação positiva do PIB; e b) com uma probabilidade de 76,1%, o consumo privado é reduzido.

Peres e Ellery Jr. (2009) também analisaram os efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central sobre a atividade econômica no Brasil. Os autores utilizaram SVAR para o período de 1994 a 2005. Os resultados encontrados para o Brasil são próximos

daqueles encontrados para a economia americana e para os países membros da Organização para a Cooperação e o Desenvolvimento Econômico (OCDE), mostrando que choques nos gastos públicos têm efeitos positivos sobre o produto, e choques positivos nos impostos possuem efeitos negativos sobre a atividade econômica, ambos de pequena magnitude.

Por outro lado, Angelo da Silva e Duarte (2010) estudaram, por meio da técnica *Markov Switching*, a receita primária, a despesa primária, o investimento e o consumo do governo federal brasileiro, a fim de verificar se estes itens se comportaram de maneira pró ou anticíclica em relação ao PIB *per capita* do Brasil entre 1901 e 2006. Os resultados mostraram que: a) nos períodos de alto crescimento econômico a despesa do governo federal cresce significativamente mais que o aumento de riqueza da sociedade; b) só há um único regime fiscal de ciclicidade no governo federal, que é o regime pró-cíclico entre a despesa primária e o PIB *per capita*.

Já Soares da Silva (2010) estimou a importância relativa de consumidores ricardianos e não-ricardianos na economia brasileira e analisou o impacto de choques nos gastos do governo no consumo privado utilizando um modelo dinâmico estocástico de equilíbrio geral (DSGE em inglês). O autor concluiu que a importância dos consumidores não-ricardianos no Brasil é baixa, próxima de 10%, e que sua presença afeta os demais parâmetros do modelo. Em resposta aos choques nos gastos do governo, verificou-se que o modelo falha em conter a queda no consumo privado devido à alta persistência dos choques e que há um apertamento da política monetária visando conter o aumento da inflação.

Por fim, Mussolini e Teles (2012) desenvolveram um modelo de ciclos reais com governo e capital público, de maneira a estudar o efeito dos choques fiscais sobre o ciclo econômico e reproduzir os principais fatos estilizados da política fiscal no Brasil do pós-guerra (1950-2006). Os principais resultados apurados pelos autores foram os seguintes: a) o investimento do setor público é a variável mais volátil da economia, com um desvio padrão cerca de quatro vezes o desvio padrão do produto; b) o consumo do governo é cerca de duas vezes mais volátil que o produto; c) os gastos do governo, tanto em consumo como em investimento, são mais voláteis que os respectivos gastos privados; d) ambos são positivamente correlacionados com o produto

e fracamente correlacionados com os respectivos gastos privados; e) A carga tributária/PIB varia pouco ao longo do ciclo comparada ao produto e é negativamente correlacionada com o mesmo.

No que diz respeito às abordagens com dados regionais, Lledó e Ferreira (1997) estudaram a existência de relações de longo prazo entre renda *per capita*, distribuição de renda e política fiscal. Eles pretendiam verificar se diferenças nas distribuições de renda e na política fiscal seriam fatores relevantes para explicar as distintas taxas de crescimento da renda *per capita* observadas nos estados brasileiros ao longo das décadas de 1970 e 1980. A partir de uma análise *cross-section* efetuada para 25 estados brasileiros, os autores obtiveram os seguintes resultados:

- a) política fiscal e crescimento econômico apresentaram uma relação de longo prazo não-linear;
- b) o grau de concentração de renda foi um dos determinantes do esforço fiscal incorrido em cada governo, e, ao utilizarem o PIB *per capita* como controle, verificaram uma relação positiva entre concentração de renda e taxação;
- c) distribuição de renda e crescimento não apresentaram uma relação de longo prazo significativa.

Por sua vez, Arraes e Teles (2001) verificaram os efeitos de políticas fiscais dos governos estaduais sobre o crescimento econômico, tomando as regiões brasileiras como base comparativa. Para tanto, estimaram as funções de produção de Barro (1990) para cada região, a fim de observar o tamanho de governo ótimo em cada situação. Os resultados mostraram que o tamanho ótimo dos governos estaduais deveria ser aproximadamente entre 11% e 15% do PIB estadual respectivo. Eles identificaram também que os gastos em educação e cultura e, em seguida, em saúde e saneamento e em transportes, são os mais positivos sobre o crescimento econômico.

Contudo, Marques Júnior *et al.* (2006) estudaram o papel da política fiscal local no crescimento econômico de cidades. Para este fim, o artigo apresenta um modelo espacial de crescimento econômico com governo, que incorpora as contribuições das teorias do crescimento endógeno e da nova geografia econômica. O modelo é avaliado empiricamente através de uma aplicação para as cidades brasileiras na década de 90. Os resultados mostram que o governo local tem um importante papel no crescimento econômico das cidades,

pois os investimentos públicos mostraram-se eficientes e afetaram positivamente o crescimento econômico. O artigo avalia a política de distribuição de recursos via Fundo de Participação dos Municípios (FPM) e encontra efeitos positivos no crescimento econômico. Os resultados mostram indícios de gastos públicos ineficientes e de efeitos negativos da tributação local no crescimento econômico das cidades.

Ademais, Rocha e Giuberti (2007) investigaram quais componentes do gasto público influenciaram o crescimento econômico dos estados brasileiros durante o período 1986-2003. As autoras decompueram os gastos segundo sua categoria econômica (gastos correntes, excetuando-se os juros da dívida, e de capital) e também segundo sua categoria funcional (gastos com transporte e comunicação, educação, saúde e defesa). Os gastos de capital apareceram como produtivos, pois estimulam o crescimento econômico, enquanto que os gastos correntes são produtivos até um limite de 61% da despesa orçamentária. Os gastos com transporte e comunicação, educação e defesa também contribuem para o crescimento dos estados.

Finalmente, Rocha e Giuberti (2008) estudaram a política fiscal dos estados brasileiros durante o período 1997-2004, focando nos seguintes pontos: a política fiscal tem sido sistematicamente contracíclica ou pró-cíclica? A política fiscal é assimétrica ao longo do ciclo econômico? As evidências obtidas indicaram que a política fiscal dos governos estaduais é pró-cíclica e assimétrica. Ademais, a adoção da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF) tornou a política fiscal pró-cíclica mais fraca e também simétrica.

Dessa maneira, a avaliação dos trabalhos anteriores permite afirmar que existe uma lacuna na literatura econômica brasileira. Não foram encontrados textos que analisem os impactos da política fiscal do governo federal na atividade econômica dos estados brasileiros. Os procedimentos empíricos para preencher essa lacuna estão na seção seguinte.

3. PROCEDIMENTOS EMPÍRICOS

3.1 Vetores auto-regressivos (VAR)¹²

Pode-se expressar um modelo VAR de ordem p em função de um vetor com n variáveis endógenas, X_t , sendo que estas se conectam por meio de uma matriz A , da seguinte forma:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-i} + B \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que: A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 , vetor de constantes $n \times 1$; B_i , matrizes $n \times n$; B , matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; e, ε_t , vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, isto é: $\varepsilon_t \sim i.i.d(0; I_n)$, (2)

A equação 1 expressa as relações entre as variáveis endógenas, geralmente advindas de um modelo econômico teoricamente estruturado, e é denominada de forma estrutural. No entanto, devido à endogeneidade das variáveis do VAR, o modelo é normalmente estimado em sua forma reduzida, dada por:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B \varepsilon_t = \Phi_0 + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + e_t, \quad (3)$$

em que: $\Phi_i = A^{-1}B_i, i = 0, 1, 2, \dots, p$ e $B \varepsilon_t = A e_t$.

A metodologia VAR pode ser estimada por meio do método de MQO, levando-se em conta, principalmente, a interação entre as variáveis do sistema considerado. Dentre as suas principais vantagens na análise econométrica estão a obtenção das funções de impulso-resposta (FRI) e a decomposição da variância (DV).

3.2 Variáveis e dados

Este estudo compreende o período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2011. O quadro 1 sintetiza as variáveis utilizadas e as

¹² A metodologia VAR descrita aqui está baseada em Bueno (2011, capítulo 6).

respectivas fontes dos dados. A variável NFSP expressa a necessidade de financiamento do Governo Central brasileiro (Tesouro Nacional, Instituto Nacional de Seguridade Social e Banco Central) no conceito nominal (incluindo o pagamento de juros) e foi deflacionada pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). As séries referentes à produção industrial dos diversos Estados tomaram como base o Índice Produção Física Industrial com ajuste sazonal, disponibilizado pelo IBGE¹³. Os índices utilizados tomam como base o mês de janeiro de 2002. No mais, como se detectou a presença de sazonalidade para a variável NFSP, identificável na rotina de dessazonalização X12 do *US Census Bureau*, a série foi dessazonalizada pelo mesmo método.

Quadro 1: Variáveis, unidades, siglas e fontes

Variáveis	Unidades	Siglas	Fontes
NFSP - dessazonalizada pelo método X12 (<i>US Census Bureau</i>)	R\$ milhões	NFSP_SA	BACEN
Prod. industrial mensal do Brasil	Índice	PRODBR	IBGE
Prod. industrial mensal do ES	Índice	PRODES	IBGE
Prod. industrial mensal do SP	Índice	PRODSP	IBGE
Prod. industrial mensal do RJ	Índice	PRODRJ	IBGE
Prod. industrial mensal de MG	Índice	PRODMG	IBGE
Prod. industrial mensal do AM	Índice	PRODAM	IBGE
Prod. industrial mensal do PA	Índice	PRODPA	IBGE
Prod. industrial mensal do CE	Índice	PRODCE	IBGE
Prod. industrial mensal do PE	Índice	PRODPE	IBGE
Prod. industrial mensal da BA	Índice	PRODBA	IBGE
Prod. industrial mensal do PR	Índice	PRODPR	IBGE
Prod. industrial mensal de SC	Índice	PRODSC	IBGE
Prod. industrial mensal do RS	Índice	PRODRS	IBGE
Prod. industrial mensal de GO	Índice	PRODGO	IBGE

Fonte: Elaborado pelos autores.

¹³ A Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física do IBGE é realizada para o Brasil e para os 14 Estados descritos no quadro 1. Além disso, os dados completos para os 14 Estados somente estão disponíveis a partir do mês de janeiro de 2002.

4. RESULTADOS

Este item está dividido em três partes: a primeira será destinada à realização dos testes de raiz unitária. Na segunda parte, apresenta-se a identificação do número de defasagens dos modelos VARs. Por fim, apresentam-se as funções de impulso-resposta para os diversos modelos estimados.

4.1 Teste de raiz unitária

Neste trabalho, foram utilizados os seguintes testes de raiz unitária¹: *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (DICKEY e FULLER, 1981); Phillips-Perron – PP (PHILLIPS e PERRON, 1988); e, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin – KPSS (KWIATKOWSKI *et al.*, 1992)². Pela análise dos testes estabelecidos, verificou-se que as seguintes variáveis foram estacionárias em nível: NFSP_SA, PRODRJ, PRODPE, PRODBA e PRODRS. As demais variáveis mostraram-se não estacionárias em nível.

Notou-se certa ambiguidade nos testes de raiz unitária realizados, além do que a ordem de integração das variáveis é diferente. Neste contexto, vale destacar que a hipótese básica do modelo é que as séries sejam estacionárias. Entretanto, não existe um consenso na literatura no que se refere a trabalhar com as variáveis no modelo VAR em nível e/ou em primeira diferença. Sims (1980) e Sims, Stock e Watson (1990), por exemplo, não veem maiores problemas em se trabalhar com variáveis estacionárias e não estacionárias em um modelo VAR, uma vez que é uma metodologia que está interessada nas inter-relações entre as variáveis. Isto é

¹ Nos testes ADF e PP a hipótese nula equivale à existência de uma raiz unitária na série de dados. Já no teste KPSS, a hipótese nula refere-se à estacionariedade da série.

² Vale ressaltar que o teste KPSS é um teste assintótico, e que o mesmo deve ser utilizado em complemento aos demais testes de raiz unitária (BUENO, 2008). Assim, as conclusões sobre a existência de raiz unitária foram feitas primeiramente tomando como base os testes ADF e PP, e em caso de divergência entre os testes ADF e PP, utilizou-se o teste KPSS como critério de desempate. Para critério de desempate também foi analisado o correlograma (função de autocorrelação) da série em questão.

alcançado por meio de um VAR completo, com as variáveis tomadas em nível.

No mais, Sims, Stock e Watson (1990) demonstraram que para modelos autoregressivos, os resultados de testes em nível são consistentes assintoticamente, e que a transformação das variáveis para a sua primeira diferença, os testes de cointegração e a aplicação do mecanismo de correção de erros (MCE) tornam-se desnecessários. Esta opção foi baseada em Tomazzia e Meurer (2009), que salientam que a ideia de não trabalhar com a análise de cointegração vem sendo adotada por diversos estudos de economia, a saber: Bernanke e Gertler (1995) (EUA), Dedola e Lippi (2005) (países desenvolvidos) e Céspedes et al. (2008) (Brasil). Sendo assim, as análises serão realizadas com as variáveis em nível.

4.2 Identificação do modelo VAR

Inicialmente vale destacar que foram estimados modelos³ bivariados (14 no total), formados pelas variáveis NFSP e produção industrial do Brasil ou do Estado a ser estudado. Com o intuito de selecionar o modelo VAR ideal, adotou-se, inicialmente, os critérios da Razão de Verossimilhança (LR), do Erro de Previsão Final (FPE), de Akaike (AIC), de Schwarz (SC) e de Hannan-Quinn (HQ) para selecionar o número de defasagens a ser empregado. Além dos critérios de informação, baseou-se, também, na análise de ausência de autocorrelação e de ausência de heterocedasticidade dos resíduos. As defasagens que foram trabalhadas em cada modelo estão descritas na tabela 1.

Ainda, em relação à adequação dos modelos, foram realizados os testes: a) análise do padrão das raízes do polinômio estimado; e, b) teste de normalidade dos resíduos de Jarque-Bera (JB). Os modelos apresentaram todas as raízes do polinômio dentro do círculo unitário, satisfazendo a condição de estabilidade do VAR. No caso da normalidade dos resíduos, para todos os modelos o teste de Jarque-Bera rejeitou a hipótese nula de que os resíduos são normais. Destaca-se que Oreiro *et al.* (2006) salientam que esse procedimento é comum em alguns trabalhos no Brasil, como Grôppo (2004) e Camuri (2005).

³ Todos os modelos foram estimados com constante e uma variável exôgena (*dummy*) para captar o efeito da crise do *subprime*.

Tabela 1: Determinação do número de defasagens do modelo VAR

Modelo	Defasa-gens	LR	FPE	AIC	SIC	HQ
BR	2	16,22011	2,60e+08	25,05039	25,34166	25,16857
ES	3	14,67828	1,50e+09	26,80216	27,19052	26,95973
SP	2	8,390542	4,49e+08	25,59798	25,88925	25,71616
RJ	3	20,47195	4,24e+08	25,54046	25,92881	25,69802
MG	2	24,98634	4,07e+08	25,49938	25,79065	25,61756
AM	2	22,43805	2,40e+09	27,27581	27,56708	27,39399
PA	3	12,07196	1,09e+09	26,48851	26,87687	26,64608
CE	1	204,5014	6,62e+08	25,98585	26,18003	26,06464
PE	1	225,6686	1,10e+09	26,48996	26,68413	26,56874
BA	3	22,34888	9,59e+08	26,35682	26,74518	26,51439
PR	3	9,824919	2,51e+09	27,31769	27,70605	27,47526
SC	1	185,3227	2,85e+08	25,14237	25,33654	25,22115
RS	1	124,1611	4,33e+08	25,56276	25,75694	25,64155
GO	2	23,50822	2,35E+09	27,25149	27,54276	27,36967

Fonte: elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Nota: 1) LR = Razão de Verossimilhança (LR), FPE = Erro de Previsão Final; AIC = Akaike, SC = Schwarz e HQ = Hannan-Quinn.

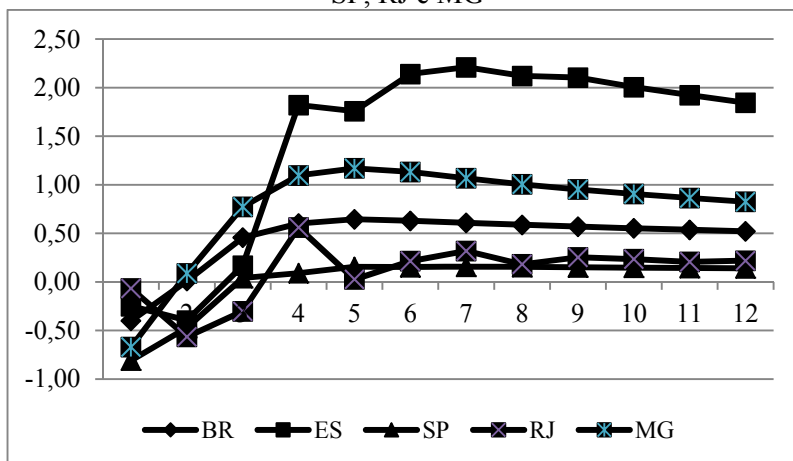
4.3 Funções impulso-resposta

Finalizada a etapa de identificação do modelo, serão analisadas as funções de impulso-resposta. Ressalta-se que antes de estimar as funções de impulso-resposta, é fundamental identificar o ordenamento de causalidade contemporânea de Cholesky no modelo VAR. Isto porque as funções de impulso-resposta são sensíveis à ordenação das variáveis. Esta pesquisa adotou, como método de ordenação das variáveis, o de informação *a priori* (teoria econômica, conhecimento do mercado, literatura sobre o tema, dentre outros)⁴. A ordenação adotada em todos os casos foi: NFSP_SA e PROD⁵.

⁴ Vale lembrar que vários autores brasileiros passaram a justificar a ordenação das variáveis em seus modelos com base no Teste de Causalidade de Granger (*Block Exogeneity Wald Tests*). No entanto, segundo Cavalcanti (2010), a identificação do ordenamento do modelo VAR através da causalidade Granger não seria apropriada. Isto porque a ordenação de Cholesky indica uma causalidade contemporânea entre as variáveis, ao passo que o teste de Granger refere-se a uma causalidade de precedência temporal.

Destaca-se que, quando possível, as análises foram realizadas comparando o Brasil e os estados pertencentes à mesma região. No Gráfico 1, são demonstradas as funções de impulso-resposta para a produção industrial do Brasil e dos estados da região Sudeste: Espírito Santo (ES), São Paulo (SP), Rio de Janeiro (RJ) e Minas Gerais (MG). Verifica-se que, em geral, um choque na variável Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP) causa um efeito negativo sobre o nível de atividade nacional e dos estados da região Sudeste, no primeiro e no segundo mês após o choque. Após três meses, observa-se um crescimento da produção industrial, tanto para o Brasil quando para os estados do Espírito Santo, São Paulo, Rio de Janeiro e Minas Gerais.

Gráfico 1: Funções impulso-resposta para o Brasil e os estados de ES, SP, RJ e MG



Fonte: elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Assim, com o intuito de evitar a “persistência no erro” (conforme Cavalcanti, 2010), será adotado o método de informação *a priori* neste trabalho, muito embora seja necessário dizer que este último não é o único método alternativo ao de causa Granger.

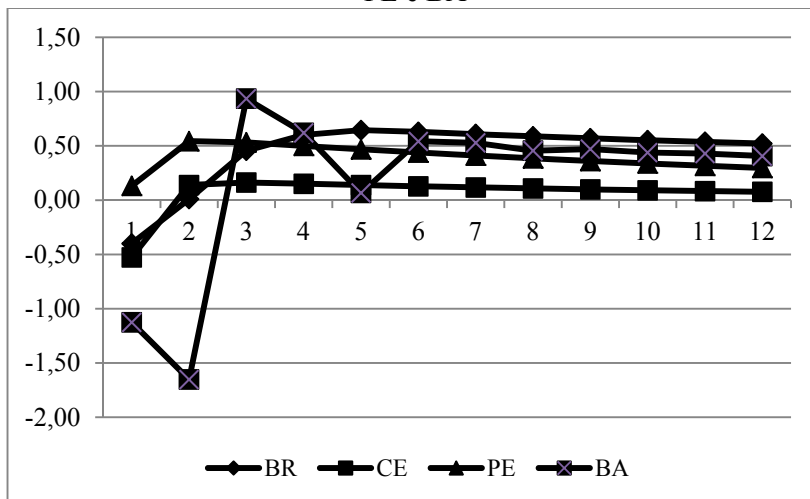
⁵ Devido à importância da ordenação de Cholesky para a correta estimação das funções de impulso-resposta, tentou-se outros ordenamentos (o que pode ser considerado um teste de Robustez), inclusive utilizando o método baseado no Teste de Causalidade de Granger, que não alteraram significativamente tais funções.

Vale destacar que os maiores efeitos ocorreram para produção industrial do Espírito Santo, seguido de Minas Gerais e Brasil. Em seguida, aparecem Rio de Janeiro e São Paulo, nesta ordem, com efeitos menos expressivos. Além disto, outro ponto importante em relação à região Sudeste é que os efeitos positivos sobre a produção industrial do ES e MG, causados pelo choque em NFSP, são maiores do que os efeitos sobre a produção industrial brasileira. Em contrapartida, a produção industrial do Rio de Janeiro e de São Paulo foi menos sensível ao choque em NFSP do que a produção industrial brasileira. Percebe-se, ainda, que 12 meses após o choque inicial, em todos os casos, a produção industrial fica acima do patamar inicial, anterior ao choque.

O Gráfico 2, por sua vez, apresenta os resultados das funções de impulso-resposta para a produção industrial do Brasil e dos estados da região Nordeste para os quais houve disponibilidade de dados: Ceará (CE), Pernambuco (PE) e Bahia (BA). No que se refere às comparações do Brasil com os estados da região Nordeste, observa-se que até o segundo mês os efeitos são negativos para ambos, com exceção de Pernambuco que apresenta resposta positiva em todo o tempo de simulação. Depois do terceiro mês, os efeitos positivos sobre a produção industrial nos outros casos (BR, CE e BA) se tornam mais visíveis, sendo que os impactos são mais significativos sobre a produção industrial brasileira do que sobre a produção industrial dos estados da região Nordeste.

Ressalta-se que, em termos estaduais, os menores efeitos ocorrem para o estado do Ceará, e os maiores para o estado da Bahia, com Pernambuco em posição intermediária em termos de resposta ao choque em NFSP. No mais, mesmo após 12 meses, a exemplo do ocorrido com os estados do Sudeste, também os estados do Nordeste apresentam produção industrial acima do nível inicial, como resposta ao choque positivo em NFSP, com exceção do CE, que se aproxima bastante de zero.

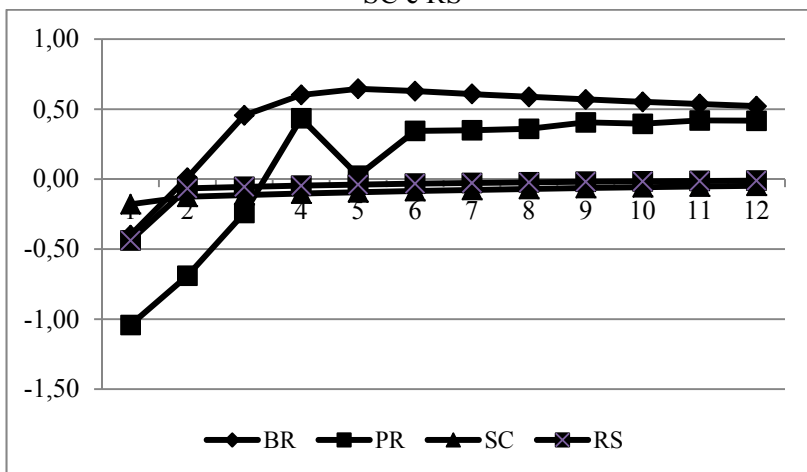
Gráfico 2: Funções impulso-resposta para o Brasil e os estados de CE, PE e BA



Fonte: elaborado a partir dos dados da pesquisa.

As funções de impulso-resposta para a produção industrial do Brasil e dos estados da região Sul – Paraná (PR), Santa Catarina (SC) e Rio Grande do Sul (RS) – são demonstradas no gráfico 3. Comparando o Brasil com estados da região Sul, verifica-se uma grande assimetria após o choque em NFSP. Enquanto após o terceiro mês Brasil e Paraná apresentaram respostas positivas em suas produções industriais, Rio Grande do Sul e Santa Catarina tiveram respostas negativas, sendo que estas foram observadas em todos os 12 meses de simulação empírica, com estabilização em zero ao fim desse período. Curioso notar que PR se aproxima mais geograficamente e em termos de resposta industrial do Sudeste, se comparado com SC e RS. Isto sugere a existência talvez de um caráter de *cluster* no que diz respeito às respostas (as)simétricas dos estados brasileiros aos choques em NFSP, a exemplo do observado em parte da literatura internacional sobre o tema dos efeitos regionais de política fiscal (OWYANG e ZUBAIRY, 2009), ou seja, estados com respostas mais similares aos choques estariam mais próximos do ponto de vista geográfico.

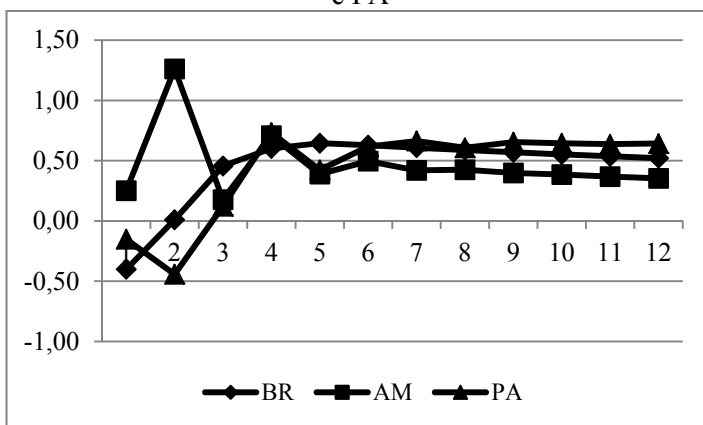
Gráfico 3: Funções impulso-resposta para o Brasil e os estados de PR, SC e RS



Fonte: elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Em seguida, observa-se no Gráfico 4 as funções de impulso-resposta para a produção industrial do Brasil e estados da região Norte, para os quais houve disponibilidade de dados: Amazonas (AM) e Pará (PA).

Gráfico 4: Funções impulso-resposta para o Brasil e os estados de AM e PA



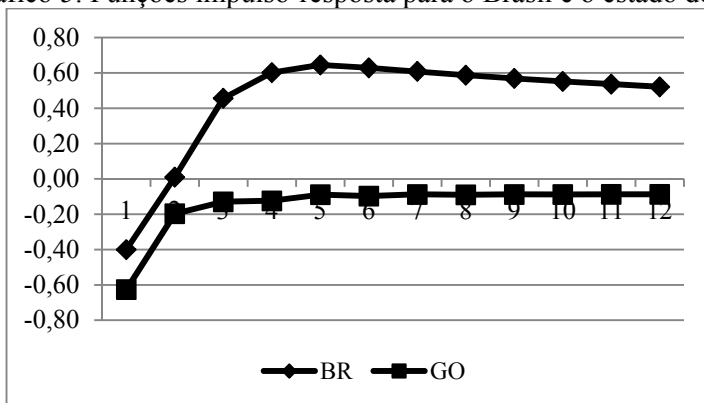
Fonte: elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Os resultados demonstram que para os 12 meses de simulação empírica, os reflexos do choque em NFSP sobre a produção industrial dos estados da região Norte são positivos, exceto para o Pará no primeiro e segundo mês imediatamente após o choque. Os efeitos sobre a produção industrial do Amazonas são sempre positivos. Vale mencionar que, a partir do sexto mês, os choques são mais significativos sobre a produção industrial do Pará do que sobre a produção do Brasil. E em todos os casos a produção fica acima do patamar inicial, mesmo após 12 meses.

No Gráfico 5, são demonstradas as funções de impulso-resposta para a produção industrial do Brasil e do estado da região Centro-Oeste para o qual houve disponibilidade de dados: Goiás (GO). Como pode ser observado, a produção industrial de Goiás segue o mesmo padrão dos estados Santa Catarina e Rio Grande do Sul, ou seja, choques em NFSP causam impactos negativos sobre a produção durante todo o período (12 meses). Logo após o choque (primeiro mês) a produção industrial reduz-se fortemente. Depois os efeitos negativos são menores, porém mesmo ao fim dos 12 meses a produção fica abaixo do patamar inicial.

Esta evidência em certa medida reduz o poder explicativo da hipótese de *cluster* para as similaridades nas respostas ao choque, uma vez que SC e RS estão distantes geograficamente de GO. Contudo, como foi observado nas seções anteriores, outros elementos podem explicar as respostas (as)simétricas de determinados estados: fatores demográficos como idade mediana da população, composição industrial, finanças estaduais, etc. Assim, sugere-se que há outros variáveis para além da mera proximidade geográfica explicando por que GO apresentou respostas similares aos estados de SC e RS. Este trabalho, no entanto, não tem como finalidade controlar para estas outras variáveis no sentido de investigar os determinantes das assimetrias (e simetrias) apuradas no estudo. Portanto, ficará para outro espaço a nossa tarefa, ou a de outros pesquisadores, no sentido de desenvolver esta linha de pesquisa e explicar estes resultados que surgem como uma primeira constatação a respeito do tema.

Gráfico 5: Funções impulso-resposta para o Brasil e o estado de GO



Fonte: elaborado a partir dos dados da pesquisa.

Por fim, na Tabela 2, são apresentados os resultados referentes às repostas percentuais acumuladas da produção industrial do Brasil e dos estados, 12 meses após o choque inicial em NFSP.

Tabela 2: Respostas percentuais acumuladas da produção industrial do Brasil e dos estados depois de 12 meses após o choque em NFSP

Modelo	Reposta acumulada (%)
Espírito Santo	17,45229
Minas Gerais	9,207955
Amazonas	5,636498
Brasil	5,315009
Pará	5,152961
Pernambuco	4,716706
Bahia	2,110089
Rio de Janeiro	1,275827
Paraná	1,177202
Ceará	0,761423
São Paulo	0,049053
Rio Grande do Sul	-0,789503
Santa Catarina	-1,070038
Goiás	-1,792290

Fonte: elaborado a partir dos dados da pesquisa.

O choque em NFSP gera efeitos positivos acumulados para a maioria dos estados. No entanto, observa-se que há uma assimetria

nesses efeitos. Espírito Santo, Minas Gerais e Amazonas, por exemplo, são as unidades federativas que mais tiveram sua produção industrial afetada pelo choque em NFSP, sendo, inclusive, maior que o efeito sobre a produção industrial brasileira, ao final de 12 meses. Além disso, Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Goiás têm respostas acumuladas negativas.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho objetivou verificar, através de uma análise exploratória, a existência de respostas (as)simétricas nos níveis de produção industrial dos estados brasileiros a partir de choques de NFSP do Governo Central brasileiro, no conceito nominal (incluindo o pagamento de juros). Usando o método VAR e uma base de dados que compreende o período entre janeiro de 2002 e dezembro de 2011, os principais resultados alcançados foram os seguintes:

- i. diante de um choque positivo em NFSP houve, em geral, uma resposta positiva na produção industrial dos estados pesquisados, com os estados de Espírito Santo, Minas Gerais e Amazonas apresentando os maiores incrementos percentuais acumulados após 12 meses de observação do choque;
- ii. os estados de Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Goiás respondem negativamente aos choques de déficit fiscal do Governo Central;
- iii. Há indícios de *cluster* para os estados com mais similaridades de respostas aos choques estudados, a exemplo do observado para parte da literatura internacional.

Além disso, constatou-se que a pesquisa sobre efeitos regionais e estaduais da política fiscal está apenas começando no Brasil. Os resultados na literatura empírica, a exemplo do que parecer ocorrer no resto do mundo, são ainda incipientes e carecem de robustez e consistência intertemporal para que se chegue a um conhecimento sólido a respeito dos condicionantes das respostas (as)simétricas nos estados brasileiros, a partir de choques nos instrumentos tradicionais de política fiscal.

No entanto, embora algumas evidências importantes tenham sido encontradas, ainda resta a tarefa de se investigar os determinantes das similaridades ou assimetrias verificadas nas respostas entre os

estados abordados. Uma futura pesquisa que tente explicar as respostas observadas neste trabalho através de controle de variáveis demográficas, de composição industrial e/ou de finanças públicas locais para os estados analisados terá contribuição fundamental e abrirá um campo de investigação ainda embrionário, apesar de sua extrema relevância social e para o planejamento das políticas locais e federais.

REFERÊNCIAS

ANGELO DA SILVA, A. M.; DUARTE, A. J. M. Variáveis fiscais e PIB *per capita* no Brasil: existem regimes fiscais anticíclicos entre 1901 e 2006. **Nexus Econômicos**, v. 4, n. 7, dezembro de 2010.

ARRAES, R. A.; TELES, V. K. Política fiscal e crescimento econômico: aspectos teóricos e evidências empíricas para as regiões brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 32, n. Especial p. 676-690, novembro 2001.

ASSIS, L. C.; DIAS, J. Política fiscal, nível tecnológico e crescimento econômico no Brasil: teoria e evidência empírica. **XXXII Encontro Nacional de Economia - ANPEC**, João Pessoa, 2004.

BARRO, R. *Are government bonds net wealth?* **Journal of Political Economy**, vol. 82, issue 6, pages 1095-1117, 1974.

BARRO, R. Government spending in a simple model of endogenous growth. **Journal of Political Economy**, v.98, n.5, october, part II, S103-S125, 1990.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **Journal of Economics Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.

BUENO, R. D. L. S. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. Cengage Learning: São Paulo, 2011.

CAMURI, P. A. **Dívida pública, política fiscal e vulnerabilidade externa no Brasil**. Dissertação (Mestrado), CEDEPLAR/UFMG, Belo Horizonte, 2005.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de Granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, v. 14, n. 2, p. 251-260, 2010.

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, n. 2, p. 123-160, 2008.

DEDOLA, L.; LIPPI, F. The monetary transmission mechanism: evidence from the industries of five OECD countries. **European Economic Review**, v. 49, p. 1543-1569, 2005.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1073, 1981.

GRÔPPO, G. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o IBOVESPA**. Dissertação (Mestrado), ESALQ/USP, Piracicaba, 2004.

HAYO, B.; UHL, M. **Regional Effects of Federal Tax Shocks**. Joint Discussion Paper Series in Economics, n. 17-2012, 2012.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1, p. 159-178, 1992.

LLEDÓ, V. D.; FERREIRA, P. C. G. Crescimento endógeno, distribuição de renda e política fiscal: uma análise *cross-section* para os estados brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 1, p. 41-70, abril de 1997.

MARQUES JUNIOR, L. S.; OLIVEIRA, C. A.; JACINTO, P. A. O papel da política fiscal local no crescimento econômico de cidades: uma evidência empírica para o Brasil. **XI Encontro Regional de Economia**, Fortaleza, 2006.

MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. Avaliando os efeitos da política fiscal no Brasil: resultados de um procedimento de identificação agnóstica. IPEA: Rio de Janeiro, **Texto para discussão nº 1.377**, 2009.

MUSSOLINI, C.C.; TELES, V. K. Ciclos reais e política fiscal no

Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 1, p. 75-96, jan.-mar. 2012.

OREIRO, J. L., PAULA, L. F., ONO, F. H. & SILVA, G. J. C. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 4, p. 609–634, 2006.

OWYANG, M. T.; ZUBAIRY, S. Who benefits from increased government spending? A State-Level analysis. **Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper Series**, 2009.

PERES, M. A. F.; ELLERY JÚNIOR, R. G. Efeitos dinâmicos dos choques fiscais do governo central no PIB do Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 2, ago. 2009.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for unit roots in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 3, p. 335-346, 1988.

ROCHA, F. F.; GIUBERTI, A. C. Assimetria cíclica na política fiscal dos estados brasileiros. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 38, p. 253-275, 2008.

ROCHA, F. F.; GIUBERTI, A. C. Composição do gasto público e crescimento econômico: uma avaliação macroeconômica da qualidade dos gastos dos estados brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 11, p. 463-485, 2007.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**, 5 (3), p. 1–17, 1991.

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SIMS, C.; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, p. 113–144, 1990.

SOARES DA SILVA, F. **O impacto de choques fiscais na econômica brasileira: uma abordagem DSGE**. Universidade Federal do Rio Grande do Sul – Programa de Pós-Graduação em Economia, Dissertação de Mestrado. Porto Alegre, 2010.

TAYLOR, L. L.; M. K. YÜCEL. The policy sensitivity of industries and regions. **Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper**, 96-12, 1996.

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. **Economia Aplicada**, v. 13, n. 4, p. 371-398, 2009.

WOODFORD, M. Fiscal requirements for price stability. **Journal of Money, Credit and Banking**, 33, pp. 669-728, 2001.