

**IMPULSOS DE POLÍTICA FISCAL: UMA ANÁLISE PARA O CASO BRASILEIRO  
VIA MODELOS *VECTOR AUTOREGRESSIVE*\***

\* Este artigo constitui parte da monografia do primeiro autor.

**Edilberto Tiago de Almeida**

Mestrando em Economia (PPGECON/UFPE), edilbertotiago@hotmail.com

Cel.: (87)99916-4043

**Carla Calixto da Silva**

Doutora em Economia (PIMES/UFPE)

Professora do Departamento de Economia da UFRPE/UAST, carlacalixto@ufrpe.br.

**Adelson Santos da Silva**

Doutorando em Economia (UFBA)

Professor do Departamento de Economia da UFRPE/UAST, adelsonsantos@gmail.com

**Área: Teoria Aplicada**

# IMPULSOS DE POLÍTICA FISCAL: UMA ANÁLISE PARA O CASO BRASILEIRO VIA MODELOS VECTOR AUTOREGRESSIVE

## Resumo

A teoria econômica não é consensual sobre os efeitos da política fiscal, isto fica claramente visível quando se analisa modelos como o clássico, Keynesiano, síntese neoclássica IS-LM, modelo Mundell-Fleming, modelos micro fundamentados dinâmicos e outros. Neste sentido, alguns métodos têm sido testados com a finalidade de compreender as características desta política. Alesina (2012) destaca dois métodos usados com este propósito, os modelos *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE) e os modelos *Vector Autoregressive* (VAR). Diante disto, o objetivo deste artigo é estudar o comportamento da política fiscal no período de 1997 a 2014, com ênfase nos impulsos sobre as variáveis consumo final das famílias, taxa de juros, inflação e produção. Para tanto, faz-se uso do modelo multivariado de séries temporais (VAR). A política econômica no período analisado manteve-se embasada na tríplice macroeconômica, metas de superávit primário, metas de inflação e flutuação suja do câmbio. Embora mantidas, algumas mudanças ocorreram com a alternância nos governos. Com base nos modelos VARs estimados, sugere-se que a política fiscal brasileira possui efeitos Keynesianos, pois é capaz de influenciar a produção e o consumo final das famílias. Os efeitos da despesa, receita e resultado primário acima da linha do governo divergem em termos de sentido e intensidade do impulso sobre o consumo, hiato do produto, taxa de juros e inflação.

**Palavras-chave:** Política Fiscal; Choques; VAR; Demanda Agregada.

## Abstract

Economic theory is no consensus on the effects of fiscal policy, this clearly is visible when looking models like the classic, Keynesian, neoclassical synthesis IS-LM, Mundell-Fleming model, micro-founded dynamic models and others. In this regard, some methods have been tested in order to understand the characteristics of this policy. Alesina (2012) highlights two methods used for this purpose, the models *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE) models and the *Vector Autoregressive* (VAR). Given this, the aim of this article and study the behavior of fiscal policy from 1997 to 2014, with emphasis on impulses on variables final consumption of households, interest rate, inflation and production. Therefore, it makes use of multivariate time series (VAR). Economic policy in the analyzed period remained grounded in macroeconomic triple, primary surplus targets, inflation targets and dirty floating exchange rate. Although retained, some changes occurred with alternating governments. Based on the estimated VARs models, it is suggested that Brazil's fiscal policy has Keynesian effects, it is able to influence the production and final consumption of households. The effects of spending, revenue and primary surplus above the government line diverge in terms of direction and intensity of the pulse on consumption, output gap, interest rates and inflation.

**Keywords:** Fiscal Policy; Shocks; VAR; Aggregate demand.

**Classificação JEL:** E62; E21

## 1. INTRODUÇÃO

A política fiscal é um importante instrumento do governo para atuação no ciclo econômico. Posto isto, muitos estudos se encarregaram de investigá-la (Gavin e Perotti, 1997; Catão e Suttuon, 2002; Kaminski *et al.*, 2004; Manasse, 2005; Talvi e Vegh, 2005; Afonso e Sousa, 2009; Mendonça *et al.*, 2009; Afonso *et al.*, 2011; Wichmann e Portugal, 2013; Borys *et al.*, 2014; Ferraresi *et al.*, 2014; Morita, 2014; Soave, 2014)<sup>1</sup> em vários países, inclusive o Brasil. Embora, no caso da literatura nacional, tem-se uma parcela relativamente pequena de trabalhos nesta área, se comparado com os estudos relacionados a política monetária. Em geral tais trabalhos buscam identificar se a política fiscal possui de fato os efeitos keynesianos preconizados pela teoria. Isto é, se a política fiscal pode suavizar o ciclo econômico.

A teoria econômica não é consensual sobre os efeitos desta política, isto fica claramente visível quando se analisa modelos como o clássico, modelo Keynesiano, síntese neoclássica IS-LM, modelo Mundell-Fleming, modelos micro fundamentados dinâmicos e outros. Além disto, com os debates sobre a *equivalência ricardiana*, isto é, a indiferença dos agentes econômicos com relação ao rumo das finanças públicas, verificou-se um aumento do interesse sobre o real efeito da atuação do governo por meio deste mecanismo (SACHSIDA; CARLUCCI, 2010). Com isto, percebe-se que as expectativas desempenham um importante papel, pois os impulsos conexos às ações dos *policy makers* podem ser condicionados a elas.

Dentro desta perspectiva, outro fator de extrema importância é o modo como a política fiscal é conduzida, via regra ou de forma discricionária. Fatores como a política monetária, taxa de câmbio e variações exógenas de preços essenciais, também devem compor a pauta de variáveis importantes para análise conjunta, todavia, na maioria das vezes as inter-relações defasadas e contemporâneas entre estas variáveis não pode ser especificada facilmente. Neste sentido alguns métodos têm sido testados com a finalidade de descrever estas correlações.

Alesina (2012) aponta os dois métodos usados frequentemente nos estudos sobre política fiscal, os modelos *Dynamic Stochastic General Equilibrium* (DSGE), implementados pelo estudo de Kydland e Prescott (1982) e os modelos *Vector Autoregressive* (VAR), usados nesta área a partir de Blanchard e Perotti (2002). Ambos os métodos possuem limitações, enquanto o primeiro método limita-se pelas hipóteses simplificadoras o segundo recebe críticas por considerar fatores exógenos que nada tem haver com ciclo econômico.

Deste modo, o objetivo deste estudo é analisar a política fiscal no período de 1997 a 2014 e estimar os impactos fiscais sobre o consumo final das famílias, a taxa de juros, a inflação e o hiato do produto através do modelo *Vector Autoregressive* (VAR). O artigo está dividido em quatro seções além desta breve introdução. A próxima apresenta um panorama sintético dos principais fatos relacionados à política fiscal brasileira ocorridos no período analisado. A seção três compreende os procedimentos metodológicos usados na análise empírica. Na seção quatro, discutem-se os resultados dos modelos estimados e, por fim, apresentam-se as considerações finais.

## 2. A POLÍTICA FISCAL NO BRASIL NO PERÍODO DE 1997 A 2014

A presente seção tem como objetivo contextualizar os fatos que caracterizaram o desempenho fiscal da economia brasileira no período de 1997 a 2014, bem como abordar os fatos exógenos ocorridos na economia mundial que afetaram o desempenho fiscal do governo.

---

<sup>1</sup> E vários outros como: Ramey e Shapiro (1998), Fatas e Mihov (2001), Burnside *et al.* (2004), Galí *et al.* (2004), Perotti (2005), Bilbiie *et al.* (2006), Heppke-Falk *et al.* (2006), Favero e Giavazzi (2007), Giordano *et al.* (2007), Perotti (2007), Ramey (2007), Ravn *et al.* (2007), Tenhofen e Wolff (2007), Beetsma *et al.* (2008), Caldara e Kamps (2008), Castro e Cos (2008), Dungey e Fry (2009), Mountford e Uhlig (2009), Pappa (2009a) e Pappa (2009b).

## 2.1 A política fiscal no período de 1997 a 2002

O período que compreende os dois governos de Fernando Henrique Cardoso (FHC) (1995-1998) e (1999-2002) é marcado de acordo com a literatura pelas características de estabilização econômica. O Plano Real marca o fim dos períodos de grande aceleração inflacionária, fato que, como destaca Giambiagi *et al.* (2011), não foi exequível em planos anteriores como o Cruzado (1986), Bresser (1987), Verão (1989), Collor I (1990) e Collor II (1991), por uma série de fatores que fogem do escopo deste estudo. O primeiro governo de FHC pode ser caracterizado por desequilíbrios fiscais e no segundo, após 1999 com a crise cambial brasileira, determinava-se através de arrocho fiscal e metas de superávit primário negociados com o Fundo Monetário Internacional (FMI).

Neste contexto, Giambiagi *et al.* (2011), elenca as reformas ocorridas na economia brasileira nesse período, que afetaram diretamente o setor fiscal:

- i) Privatização.
- ii) Renegociações das dívidas estaduais.
- iii) Aprovação da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF)
- iv) Ajuste fiscal a partir de 1999.

No tocante as privatizações, empresas deficitárias deixaram de pressionar as contas públicas. As renegociações (federalização) das dívidas estaduais possibilitaram o ajuste fiscal em nível estadual, na medida em que o não cumprimento com as obrigações junto ao governo federal abriria passagem para a apropriação das receitas dos estados por este. A Lei de Responsabilidade Fiscal regulamentou as despesas com pessoal das três esferas do poder público, possibilitando desta forma, o ajuste das finanças públicas de estados e municípios. Com relação ao ajuste fiscal, como mencionado anteriormente, trata-se do estabelecimento de metas de superávit primário.

A Tabela 1 apresenta a evolução de algumas variáveis do setor fiscal no período de 1997 a 2002. Percebe-se que a Necessidade de Financiamento do Setor Público (NSFP) conceito nominal<sup>2</sup> permanece, em média, em torno de 4,8% do PIB no período analisado. Enquanto, nota-se a elevação da Dívida Líquida do Setor Público Interna de 27,8% em 1997 para 44,7% do PIB em 2002, na média para os seis anos corresponde a 36,6% do PIB.

**Tabela 1:** Setor fiscal no Brasil no período de 1997 a 2002 (% PIB)

Discriminação	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Resultado Primário*	-0,88	0,01	2,92	3,24	3,38	3,22
Juros nominais setor público	4,62	6,98	8,20	6,61	6,67	7,66
NFSP**	5,50	6,97	5,28	3,37	3,29	4,44
DLSP interna - Governo Central	15,50	19,40	20,00	21,60	23,60	24,60
DLSP interna - Estados e Municípios	11,50	12,60	14,00	14,10	16,70	18,40
DLSP interna - Empresas estatais	0,80	1,10	1,10	0,80	2,10	1,70
DLSP interna do setor público***	27,80	33,10	35,10	36,50	42,40	44,70

Notas: \* Soma dos resultados (Governo Central + Estados e Municípios + Empresas estatais), conceito nominal. \*\* Necessidade de Financiamento do Setor Público (conceito nominal). \*\*\* Dívida Líquida do Setor Público = Soma dos resultados (Governo Central + Estados e Municípios + Empresas estatais).

Fonte: Giambiagi *et al.* (2011).

Ao final do governo FHC, a economia brasileira mostrava-se madura relativamente aos anos anteriores, e a tríplice de políticas macroeconômicas estava estabelecida, isto é, rigidez fiscal, metas de inflação e câmbio flutuante (GIAMBIAGI *et al.*, 2011). Não obstante, um apanhado da perspectiva de formação de política econômica no período FHC torna-se

<sup>2</sup> O conceito NFSP engloba os governos, central e regionais, a previdência, as estatais e as agências. No caso do conceito nominal pode-se definir como:  $NFSP = G - T - iB$ , onde  $G$  e  $T$  são gastos e receitas públicas totais não financeiras, respectivamente,  $i$  = taxa de juros nominal e  $B$  é o estoque de títulos públicos.

necessário. Isto é, para análise da condução e dos resultados das políticas fiscais em cada governo, deve-se considerar o modo como os formuladores de política econômica incorporam a função deste na economia. Deste modo, no período supracitado a natureza com a qual se desenvolve a economia, a formação de preços e a priorização de setores, não é tarefa do estado, este, deve possibilitar um ambiente institucional e jurídico que outorgue o desenvolvimento dos mercados, e também deve estar sob sua égide os interesses dos consumidores (BARBOSA FILHO; PESSOA, 2014).

## 2.2 A política fiscal no período de 2003 a 2010

A ascensão de um partido de esquerda ao poder gerou certa instabilidade perante os analistas internacionais com relação à condução da política econômica (GIAMBIAGI *et al.*, 2011). Segundo o autor, as desconfianças do mercado relacionadas ao cumprimento rígido das metas de superávit fiscal avolumaram-se. Todavia, a instabilidade gerada pelos mercados interno e externo, conhecidos na literatura por efeito Lula, oriunda das possíveis mudanças na condução macroeconômica acalmaram-se pouco a pouco com as posições iniciais de primeiro governo de Luiz Inácio Lula da Silva (2003-2006). A postura excessivamente voltada para estabilidade dos anos FHC derivou várias críticas do Partido dos Trabalhadores (PT). Deste modo, de acordo com Giambiagi *et al.* (2011), a antipatia a política econômica austera do PT, pode ter sido a causa de incerteza nos mercados.

Sem embargo, o que observou-se na condução da política econômica no primeiro governo contrasta com a postura sob a égide petista, de ruptura ao modo até então adotado por FHC, evidenciado anteriormente com base em Barbosa Filho e Pessoa (2014). A manutenção e ampliação das políticas austeras, fiscal e monetária, em prol da estabilidade tornaram-se características deste período. O documento do ministro da fazenda, intitulado Política Econômica e Reformas Estruturais, mostrara claramente a adequação do governo ao binômio estabilidade econômica e redistribuição de renda, este último objetivo, característica dos projetos do PT, que visava a reorientação dos gastos públicos para classes sociais que de fato necessitassem (GIAMBIAGI *et al.*, 2011).

O desempenho da economia após a crise de 2002 e os ajustes do primeiro governo Lula em 2003, considerando-se também o segundo governo (2007-2010) mostrou-se intimamente ligado ao contexto favorável de alta liquidez em que se encontrava a economia internacional, de acordo com a literatura. Não obstante, após a substituição do Ministro da Fazenda Antonio Palocci por Guido Mantega, em março de 2006, ocorreram importantes mudanças na análise e identificação do desempenho econômico, e a gestão macroeconômica do governo Lula mudou no sentido de afrouxamento da rigidez na condução das políticas. Entretanto, estas mudanças se restringem a interface econômica, onde observou-se a continuidade das políticas de cunho social (BARBOSA FILHO; PESSOA, 2014).

Com efeito, no final de 2008 a crise financeira internacional demandou um posicionamento mais explícito do governo com relação a condução das políticas. De acordo com Pires (2009), pode-se mencionar o caráter anticíclico da política fiscal.<sup>3</sup> Tanto no que se reportam as desonerações fiscais definidas pelo Ministério da Fazenda ao final de 2008: *i*) redução da alíquota de Imposto de Renda de Pessoa Física (IRPF) para 2009, *ii*) redução da alíquota do Imposto sobre Produtos Industrializados (IPI) para automóveis até março de 2009 e *iii*) desoneração do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) sobre o crédito ao consumidor, estimadas em R\$ 8,4 bilhões, com objetivo de estimular a demanda agregada,

---

<sup>3</sup> A ênfase no caráter anticíclico é dada com base num modelo de consistência macroeconômica. Para uma análise enfática do modelo e da manutenção da política via desoneração e aumento das despesas veja Pires (2009).

reduzir os estoques existentes e reedificar o crédito privado, respectivamente, quanto as medidas de aumento da despesa do governo federal.<sup>4</sup>

A Tabela 2 mostra a evolução de algumas variáveis do setor fiscal, para o período de 2003 a 2010. Neste intervalo de tempo a Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP), na média ficou na faixa de 3,25% do PIB e a Dívida Líquida do Setor Público (DLPS) em torno de 48% do PIB.

**Tabela 2:** Setor fiscal no Brasil no período de 2003 a 2010 (% PIB)

Discriminação	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Resultado Primário*	3,27	3,72	3,79	3,20	3,31	3,42	2,03	2,77
Juros nominais setor público	8,51	6,62	7,26	6,83	6,11	5,46	5,37	5,32
NFSP**	5,24	2,90	3,47	3,63	2,80	2,04	3,34	2,55
DLSP interna - Governo Central	24,70	24,60	28,70	33,00	38,70	35,80	39,20	37,80
DLSP interna - Estados e Municípios	17,50	17,10	15,60	14,70	13,60	13,10	12,20	11,70
DLSP interna - Empresas estatais	1,50	1,00	0,90	0,70	0,70	0,60	0,60	0,50
DLSP interna do setor público***	43,70	42,70	45,20	48,40	53,00	49,50	52,00	50,00

Notas: \* Soma dos resultados (Governo Central + Estados e Municípios + Empresas estatais), conceito nominal.

\*\* Necessidade de Financiamento do Setor Público (conceito nominal).

\*\*\* Dívida Líquida do Setor Público - Soma dos resultados (Governo Central + Estados e Municípios + Empresas estatais).

Fonte: Giambiagi *et al.* (2011).

A mudança ministerial marca a inflexão das prioridades do governo, isto é, na nova gestão, os ajustes fiscais tendiam ao estímulo da demanda agregada por meio do aumento do consumo embasado na transferência de renda. Neste sentido, se no início o governo Lula mostrou-se adaptável as políticas herdadas de FHC, estratégia que pode ter sido usada para mitigar a inquietação do mercado interno e externo frente às possibilidades da condução macroeconômica do novo governo, em um segundo momento a inflexão ocorre de fato, e as rígidas metas passam a serem revistas com maior flexibilidade (GIAMBIAGI *et al.*, 2011).

De acordo com Barbosa Filho e Pessoa (2014), diferentemente da postura do governo anterior, em 2009, os *policy makers* tinham sob sua égide a perspectiva de que o estado deve liderar e direcionar o desempenho econômico. Neste sentido, cabe destacar que Dilma Vana Rousseff fazia parte deste grupo. Com ênfase nas alterações na condução das políticas, os autores destacam dentre outras<sup>5</sup>, as seguintes: *i*) reduções na meta de superávit primário e adoção de manobras contábeis para que estas sejam factíveis. *ii*) intervenção direta do Estado no controle de preços visando atenuar a inflação ao mesmo tempo em que se implementa maior tolerância a esta. *iii*) direcionamento das desonerações tributárias para setores específicos.

Com a nova óptica, diga-se a nova forma de política econômica, e em função dela, Barbosa Filho e Pessoa (2014) associam o desempenho das contas públicas no contexto atual. Isto é, os desequilíbrios fiscais que podem estar associados ao modo de condução da política econômica adotado em outrora. Contudo, os mesmos autores fazem alusão a esta fase iniciada em 2009, como sendo um ensaio desenvolvimentista.

### 2.3 A política fiscal no período de 2011 a 2014

<sup>4</sup> Outro fator condicionante para tal atuação do governo é posição de credor do Brasil no mercado internacional. Para informações adicionais sobre esta óptica, veja Mendonça, Medrano e Pires (2008) e Giambiagi *et al.* (2011).

<sup>5</sup> Os autores elencam doze, das quais foram destacadas apenas três, as demais fogem do escopo desta pesquisa, todavia, para consultá-las veja Barbosa Filho e Pessoa (2014).

No governo Dilma Vana Rousseff (2011-2014), de acordo com Cagnin *et al.* (2013), assim como no seu antecessor manteve-se a coordenação macroeconômica alinhada ao regime de metas de inflação. Embora existam mudanças com relação a maior flexibilidade da atuação do Banco Central no cumprimento da meta de inflação, principalmente no tocante as metas da Taxa de Juros básica da economia SELIC<sup>6</sup>, regime de flutuação cambial suja e superávits fiscais. Na perspectiva da política fiscal, ainda de acordo com Cagnin *et al.* (2013), pode-se dividir em dois momentos distintos a atuação fiscal nos dois primeiros anos do governo. No momento inicial, que compreende o primeiro semestre de 2011, uma política restritiva e no segundo, atuação anticíclica.

A atuação fiscal contracionista a principio em 2011 se fez com base no aumento do superávit primário do setor público consolidado, no sentido de contenção da demanda agregada e controle da aceleração inflacionária. Neste contexto, em conjunto, também adotaram-se políticas de desoneração tributária, no intuito de minimizar a pressão sobre os preços em alguns setores da economia.

Entretanto, no segundo semestre de 2011 observou-se à inflexão da política, de contracionista para anticíclica no sentido expansionista. De acordo com Cagnin *et al.* (2013), a mudança de postura ao final de 2011 caracterizou-se através de desoneração fiscal oriundas do Plano Brasil Maior (PBM)<sup>7</sup> de agosto de 2011, estímulos de investimento público e uma rodada subsequente de novas desonerações em meados do primeiro semestre de 2012. Apesar deste cenário, esperava-se o seguimento da meta fiscal, todavia, o estímulo esperado pela atuação anticíclica da política expansionista não se concretizou frente ao cenário de incerteza internacional.

O resultado insatisfatório das primeiras manobras fiscais anticíclicas, fez com que no final do primeiro semestre de 2012, o governo mostrasse o Programa de Compras Governamentais ligado ao Programa de Aceleração do Crescimento (PAC), orçado em R\$ 8,43 bilhões em compras, mostrando a postura de intervenção direta do governo (CAGNIN *et al.*, 2013). Apesar do contexto, com o auxílio de transações contábeis atípicas, foram realizados 88,76% e 75,10% respectivamente da meta de superávit primário, do governo central e setor público em 2012 (BARROS; AFONSO, 2013).

Em 2013 destacou-se a atuação do governo no combate a inflação por métodos provenientes da atuação fiscal. Neste caso, tem-se dois pacotes de medidas com números expressivos, quais sejam: *i*) desonerações tarifárias (Redução de IPI e PIS/COFINS da cesta básica e artigos de higiene, não ocorrência do ajuste completo frente as desonerações do IPI para o setor automotivo, linha branca e móveis, redução do PIS/COFINS sobre as passagens de ônibus, desonerações incidentes sobre a folha de pagamento de setores específicos e reduções aplicáveis a conta de energia elétrica) e *ii*) controle dos ajustes nos preços administrados<sup>8</sup> (Elevação de subsídios concedidos ao setor elétrico no intuito de evitar o repasse aos consumidores, e desta forma, manter o controle sobre o nível de preços, controle dos preços dos combustíveis, neste caso, a níveis prejudiciais em relação a concorrência internacional e o cancelamento do ajuste dos preços dos transportes públicos) (MESQUITA, 2014).

---

<sup>6</sup> Para uma resenha sobre a condução da política cambial nos dois primeiros anos do governo Dilma, veja por exemplo, Cagnin (2013).

<sup>7</sup> De acordo com o Instituto de Estudos para o Desenvolvimento Industrial - IEDI (2011), o Plano Brasil Maior foi lançado em 02/08/2011 teve como objetivo dar continuidade aos planos implementados no governo Lula, a Política Industrial, Tecnologia e de Comércio Exterior - PITCE e a Política de Desenvolvimento Produtivo - PDP. Para uma análise aprofundada veja IEDI carta nº 486 (2011).

<sup>8</sup> Nesta abordagem, Mesquita (2014) trabalha com a análise da inflação reprimida, onde somados os efeitos destas medidas corresponderiam aproximadamente a 1,7% do IPCA, o que elevaria, segundo o autor, a inflação a um patamar próximo de 8%.

De acordo com Mesquita (2014), somando os esforços das medidas mencionadas, estas representam 0,9% do PIB, algo em torno de R\$ 44 bilhões, divididos em R\$ 9,8 bilhões, R\$ 27,4 bilhões e R\$ 6,8 bilhões, que representam respectivamente as medidas ligadas ao setor de energia elétrica, ao preço da gasolina<sup>9</sup> e as desonerações da cesta básica. Nesta perspectiva, o autor estima que em 2014 o subsídio ao consumo de energia elétrica custe ao governo aproximadamente R\$ 21 bilhões.

No tocante a elevação dos gastos públicos primários, o autor ressalta a trajetória ascendente, crescendo 3% do PIB em 2013 em relação ao ano de 2008, respectivamente 16% e 19% do PIB, na óptica do investimento público federal, este permaneceu relativamente estagnado no período 2011-2013, mesmo considerando o Programa Minha Casa Minha Vida. Assim como destacado por Barros e Afonso (2013) e Mesquita (2014), o cenário dificultoso para o cumprimento da meta de superávit primário já reduzida, frente ao binômio, baixo crescimento econômico e desonerações, no qual o governo faz uso de transações contábeis atípicas. Este contexto, na percepção do último autor, tem contribuído de forma expressiva para a mitigação da capacidade de arrecadação do governo, onde o montante das desonerações aproximam-se de R\$ 80 bilhões em 2013 e estima-se R\$ 90 bilhões para 2014.

A Tabela 3 apresenta as variações de algumas das principais variáveis do setor público no período do governo Dilma. Entretanto, duas importantes ressalvas devem ser feitas com relação aos dados utilizados para a construção desta. A primeira, para o ano de 2014 algumas variáveis possuem metodologia de cálculo distinta, visto que as informações ainda não estão completas como em anos anteriores. A segunda observação reporta-se a fonte, primária, neste caso, divergindo das duas que a antecedem que são provenientes de fonte secundária.

Percebe-se claramente a redução do resultado primário no período, os juros nominais permaneceram na casa dos 5% do PIB, exceto em 2012. A Dívida Líquida do Setor Público (DLPS) interna do governo central manteve-se na casa dos 20% do PIB, a dos Estados e Municípios também não apresentou grandes alterações, reduzindo-se a partir de 2013. Enquanto a das estatais aumentou em 2014 e a consolidada aumentou em 2014, comparando-se com 2012 e 2013. Aponta-se também para o aumento da Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP) em mais de 100%, comparando-se os valores de 2011 e 2014.

**Tabela 3:** Setor fiscal no Brasil no período de 2011 a 2014 (% PIB)

Discriminação	2011	2012	2013	2014
Resultado Primário*	-3.11	-2.38	-1.88	0,27****
Juros nominais setor público	5.70	4.86	5.14	5,43****
NFSP**	2.61	2.47	3.25	5,71****
DLSP interna - Governo Central	23.70	22.20	20.70	22.90
DLSP interna - Estados e Municípios	10.80	10.90	10.50	10.50
DLSP interna - Empresas estatais	0.50	0.50	0.50	0.60
DLSP interna do setor público***	35.00	33.60	31.70	34.00

Notas: \* Soma dos resultados (Governo Central + Estados e Municípios + Empresas estatais), conceito nominal.

\*\* Necessidade de Financiamento do Setor Público (conceito nominal).

\*\*\* Dívida Líquida do Setor Público - Soma dos resultados (Governo Central + Estados e Municípios + Empresas estatais). Para todos os anos, exceto 2014, a DLSP está representada em % PIB em dezembro. Em 2014 a DLSP está representada em % PIB de outubro deste ano.

\*\*\*\* Valores apurados no período janeiro-outubro de 2014.

Fonte: Banco Central.

Contudo, como destaca Cagnin (2013), no início do segundo trimestre de 2013, o Comitê de Política Monetária (Copom) definiu a nova trajetória ascendente da SELIC. Mostrando o novo regime macroeconômico de contenção da inflação. Sem embargo, outro fator relevante é a perda de credibilidade perante o mercado devido aos sucessivos ajustes da

<sup>9</sup> O valor apresentado representa o somatório do esforço com subsídios e redução de arrecadação referente ao controle dos preços. Para informações mais detalhadas ver Mesquita (2014).

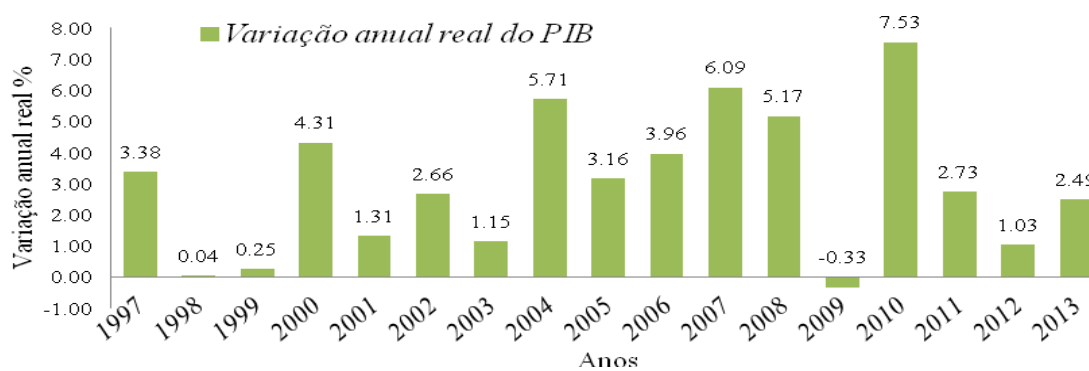


meta de superávit primário, 3,1% do PIB no início de 2013, que após ajustes resultou em 1,9%, (MESQUITA, 2014).

De acordo com o Banco Central do Brasil (2014), o Governo Central apresentou déficit primário de R\$ 6,7 bilhões, os governos regionais déficit de R\$ 1,8 bilhão e o setor público consolidado déficit primário de R\$ 8,1 bilhões em novembro de 2014. Neste caso, o déficit acumulado no ano é de R\$ 19,6 bilhões, considerando-se o fluxo em doze meses, este compreende o equivalente a 0,18% do PIB ou R\$ 9,2 bilhões. Por sua vez, o déficit nominal (onde os juros nominais estão incluídos) acumulado no ano foi de R\$ 283,8 bilhões e tomando-se os últimos doze meses, o mesmo compreende 5,82% do PIB ou R\$ 297,4 bilhões.

No Gráfico 1 pode-se constatar a variação em termos reais do PIB brasileiro de 1997 a 2013. Neste caso, destaca-se as expressivas variações positivas no período do governo Lula, beneficiadas pelo cenário internacional. No que se refere ao desempenho da economia, os indicadores macroeconômicos do governo Lula atestam o bom desempenho da economia brasileira.

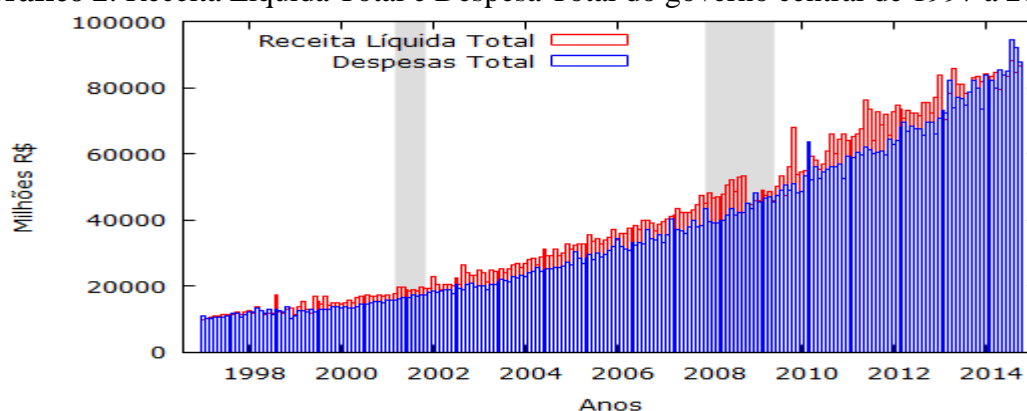
**Gráfico 1:** Variação real anual do Produto Interno Bruto (PIB) no período de 1997 a 2013



Fonte: Elaborado pelo autor com dados compilados do Ipeadata.

O Gráfico 2 apresenta a evolução mensal de janeiro de 1997 a outubro de 2014 da Receita Total Líquida e Despesa Total do Governo Central. Percebe-se que ambas as séries apresentam tendência ascendente no período analisado, as áreas sombreadas na figura destacam os períodos de queda abrupta nas variáveis. Na maior parte do período as receitas superam as despesas, exceto em alguns meses no início da série e em alguns meses de 2014.

**Gráfico 2:** Receita Líquida Total e Despesa Total do governo central de 1997 a 2013



Notas: Séries dessazonalizadas com o método X-12-ARIMA.

Fonte: Elaboração própria com dados da Secretaria do Tesouro Nacional - STN.

Comparando-se a política fiscal adotada nos diferentes momentos, percebe-se mudanças na forma de condução da gestão macroeconômica. Diga-se a austeridade fiscal dos anos do governo FHC, principalmente após o acordo com FMI e a continuidade desse regime nos primeiros anos governo Lula (GIAMBIAGI *et al.*, 2011). Todavia, segundo o autor, a mudança posterior, definiu-se buscando-se o esperado crescimento econômico, flexibilizando o regime na tríplice (metas de inflação, metas fiscais e flutuação suja do câmbio).

Portanto, pode-se perceber que no governo Lula a política fiscal foi de caráter anticíclico frente aos choques da crise de 2008, como já mencionado com base em Pires (2009). Já no governo Dilma, como enfatizado anteriormente, percebe-se a continuidade dessa flexibilização, apesar de em 2013, o governo tornar novamente a estabilidade econômica como principal objetivo das políticas, como evidenciado por Cagnin (2013). Porém, as medidas de ajuste fiscal via métodos atípicos destacadas por Mesquita (2014), trouxeram segundo ele, certo ambiente de incerteza do mercado, frente as manobras contábeis do governo.

### 3. METODOLOGIA

Esta seção descreve os procedimentos empíricos usados na pesquisa.

#### 3.1. Dados

As séries usadas nas estimações foram: PIB em R\$ milhões (PIB; código BACEN: 4380), despesas (DE; código BACEN: 7547) e receitas (RE; código BACEN: 7544) totais do governo central em R\$ milhões, resultado primário do governo central acima da linha em R\$ milhões (RP; código BACEN: 7557), índice de preços ao consumidor amplo - IPCA (IPCA; código BACEN: 433) e taxa de juros SELIC acumulada ao mês anualizada (SELIC; código BACEN: 4189). Obtidas no Sistema Gerenciador de Séries Temporais do Banco Central do Brasil (SGS). Além destas, utilizou-se a série consumo final das famílias em R\$ milhões (CO), obtida no Ipeadata. O tratamento dos dados: séries deflacionadas pelo índice IPCA com valores de 2014.T2 = 100, obtido junto ao Ipeadata e dessazonalização das séries através do método X-12-ARIMA. Com base na série PIB estimada pelo BCB e no filtro Hodrick-Prescott (HP)<sup>10</sup>, com qual se estimou o produto potencial, obteve-se a série hiato do produto (H)<sup>11</sup>. Assim, o período compreendido por este estudo vai do primeiro trimestre de 1997 até o segundo trimestre de 2014, totalizando 70 observações em cada série.

#### 3.2. Testes de Raiz Unitária

Para testar a estacionariedade das séries utilizaram-se os seguintes testes<sup>12</sup>, o Teste *Augmented Dickey-Fuller*:

<sup>10</sup> O Filtro HP pode ser descrito do seguinte modo, de acordo com Teles *et al.* (2005):

$$\min_{\{\phi_t\}_{t=1}^T} \left[ \sum_{t=1}^T (\phi_t - \phi_t^*) + \lambda \sum_{t=2}^T ((\phi_{t+1} - \phi_t) - (\phi_t - \phi_{t-1})) \right]^2, \lambda > 0$$

Onde T é o tamanho da amostra, ( $\lambda$ ) é um parâmetro penalizador da volatilidade da tendência, o valor usado nas estimações foi  $\lambda = 1600$ .

<sup>11</sup> O hiato do produto:  $h = \ln\left(\frac{y}{\bar{y}}\right)$ , onde h é o hiato do produto, y é o produto efetivo estimado pelo BCB e  $\bar{y}$  é obtido via filtro HP (produto potencial) (WICHMANN e PORTUGAL, 2013).

<sup>12</sup> Os resultados dos testes encontram-se no Apêndice.

$$\Delta Y_t = \mu - \left(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i\right) y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \left(-\sum_{j=i}^{p-1} \phi_{j+1}\right) \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$Y_t$ , segue um  $AR(p)$ ,  $\varepsilon_t \sim RB(0, \sigma^2)$ .  $H_0$ , é a de não estacionariedade, assim busca-se a rejeição de  $H_0$ , isto é a não rejeitar  $H_1$ , a estacionariedade.

O Teste *Phillips-Perron* que faz uma ampliação do Teste Dickey-Fuller, tendo como  $H_0$ , a série possui raiz unitária, isto é, não estacionária e o teste proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992):

$$Z_t = \delta t + \theta_t + \varepsilon_t$$

Onde:  $\delta t$  = tendência,  $\theta_t = \theta_{t-1} + \tau_t$  = passeio aleatório,  $\tau_t$  *i.i.d*  $(0, \sigma_\tau^2)$  e  $\varepsilon_t$  = termo de erro. Diferentemente dos anteriores o Teste KPSS possui suas hipóteses definidas assim,  $H_0$  = série estacionária e  $H_1$  = série não estacionária

### 3.3. Identificação do Modelo: escolha das defasagens

Modelos multivariados de séries temporais possuem um problema amplamente debatido na literatura, a escolha das defasagens. Se por um lado quanto mais defasagem melhor a possibilidade de análise das características intertemporais, por outro, isto implica redução de graus de liberdade, algo que pode se tornar um grave problema condicionado ao tamanho da base de dados. De modo prático, escolhe-se o modelo que minimiza a versão multivariada dos critérios de informação AIC (Akaike) e SBC (Schwarz) (MORETTIN, 2006).

### 3.4. Teste de Causalidade de Granger: ordem das variáveis endógenas

Na literatura utiliza-se consensualmente o teste de causalidade de Granger para determinar a ordem das variáveis endógenas no VAR. O teste, de acordo com Bueno (2011), pode ser descrito da seguinte forma:

$$z_t = \psi_{20} + \sum_{i=1}^p \psi_{i,21} y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \psi_{i,22} z_{t-1} + e_{2t}$$

As hipóteses são estabelecidas deste modo:

$$H_0 = \psi_{1,21} = \psi_{2,21} = \psi_{3,21} = \dots = \psi_{p,21} = 0$$

$$H_1 = \psi_{1,21} \neq \psi_{2,21} \neq \psi_{3,21} \neq \dots \neq \psi_{p,21} \neq 0$$

Além disto, destaca-se a estatística teste:

$$S_1 = \frac{\frac{(e_r^2 - e_u^2)}{p}}{\frac{e_u^2}{T - 2p - 1}} \xrightarrow{d} F(p, T - 2p - 1) \quad \text{ou} \quad S_2 = \frac{T(e_r^2 - e_u^2)}{e_u^2} \xrightarrow{d} \chi_p^2$$

Caso  $S_1 > F^{5\%}$  ou  $S_2 > \chi_p^2(5\%)$ ,  $H_0$  pode ser rejeitada, ou seja, rejeita-se a hipótese de que y não causa z, e não se rejeita  $H_1$ , y causa z.

### 3.5. Vector Autoregressive – VAR

Cavalcanti (2010) aponta o modelo *Vector Autoregressive* (VAR) como um dos métodos econométricos de séries temporais multivariados mais utilizados na macroeconometria. O VAR, de fato, tem se difundido rapidamente a partir do estudo seminal de Sims (1980), pois permite o estudo de choques correntes e defasados de todas as variáveis incluídas no modelo, que são tratadas como endógenas, embora permita a inclusão de variáveis exógenas. Assim, o VAR é um modelo dinâmico que capta as relações lineares entre as variáveis supracitadas (SANTOS, 2009). Mostrando-se altamente aplicável aos estudos dos impactos das políticas nas variáveis econômicas, apesar de ter como restrições a escolha do conjunto de variáveis a ser estudado (valores correntes) e do número de defasagens.

Um VAR estrutural pode ser representado da seguinte forma:

$$A\vec{Y}_t = \psi_0 + \sum_{i=1}^m (\psi_i \vec{Y}_{t-i}) + \psi \vec{\mu}_t$$

Onde  $A$  representa uma matriz  $n \times n$ , onde são definidas as restrições impostas sobre o vetor  $n \times 1$ , estacionário  $\vec{Y}_t$ ;

$\vec{Y}_t$  é representado por variáveis ruído branco;

$\psi_0$  é um vetor de  $n \times 1$  que representa os interceptos do modelo;

$\psi_i$  são matrizes  $n \times n$ ;

$\psi$  é uma matriz diagonal  $n \times n$ ;

$\vec{\mu}_t$  é um vetor  $n \times 1$ ,  $\vec{\mu}_t \sim i.i.d. (0, I_n)$ ;

Pelo VAR estrutural descrito na equação (15), utilizando alguns artifícios algébricos, encontra-se o VAR estrutural reduzido:

$$\vec{Y}_t = \frac{\psi_0 + \sum_{i=1}^m (\psi_i \vec{Y}_{t-i}) + \vec{\mu}_t}{A} = A^{-1}\psi_0 + \sum_{i=1}^m A^{-1}\psi_i \vec{Y}_{t-i} + A^{-1}\psi \vec{\mu}_t$$

Substituindo pelas igualdades:  $\phi_0 = A^{-1}\psi_0$ ,  $\phi_i = A^{-1}\psi_i$ ,  $\vec{\varepsilon}_t = A^{-1}\psi \vec{\mu}_t$ . Chega-se ao VAR na forma reduzida, dado pela seguinte equação:

$$\vec{Y}_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^m (\phi_i \vec{Y}_{t-i}) + \vec{\varepsilon}_t$$

Onde  $\vec{Y}_t$  é um vetor  $n \times 1$ ;

$\phi_0$  é um vetor  $n \times 1$ , de constantes;

$\vec{Y}_{t-1}$  é o vetor  $\vec{Y}_t$  defasado pela  $m$ -ésima vez;

$\phi_i$  é um vetor  $n \times 1$ , de impactos do vetor defasado  $\vec{Y}_{t-m}$ ;

$\vec{\varepsilon}_t$  é um vetor  $n \times 1$ ,  $\varepsilon_t \sim (0, \Sigma)$ ;

Assim, de acordo com Santos (2009), pode-se escrever os vetores do modelo  $np$ -dimensional VAR (1), na forma matricial:

$$\vec{Y}_t := \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix}, \quad \phi_0 := \begin{bmatrix} \phi \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}, \quad \phi_i := \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \dots & \phi_{p-1} & \phi_p \\ I_n & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_n & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I_n & 0 \end{bmatrix}, \quad \vec{\varepsilon}_t := \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

As etapas para construção do modelo multivariado, segue-se de forma semelhante à construção de modelos univariados do tipo ARMA ( $p, q$ ), isto é, identificação, estimação dos parâmetros, análise (nesta etapa, se o modelo for rejeitado, retorna-se a primeira fase do processo) e previsão (MORETTIN, 2006). Ademais, após a verificação das séries com relação à ordem de integração, realiza-se o teste de co-integração proposto por Johansen (1988), com

finalidade de detectar se as séries são co-integradas, sendo  $H_0$  = não existe vetor cointegrado e  $H_1$  = existe ao menos um vetor co-integrado (SANTOS, 2009). Se  $H_0$  for rejeitada, estima-se ao invés de um VAR, um VEC. No caso em que qualquer premissa seja violada, existe erro de especificação do modelo<sup>13</sup>.

Na estimação, de acordo com Santos (2009), o modelo apresenta as mesmas variáveis e defasagens em todas as equações do sistema, e pode ser estimado via mínimos quadrados generalizados. O autor também destaca os objetivos desta metodologia como sendo previsão e análise estrutural, que se reporta a trajetória das variáveis perante os choques. Nesta perspectiva, somente a segunda finalidade atende aos objetivos desta pesquisa, deveras, não se pretende, fazer previsões.

Neste sentido, estimou-se três VARs, nomeados VAR1 (2), VAR2 (2) e VAR3 (2), que estão representados nos sistemas de equações abaixo, ordenadas com base no teste de Granger<sup>14</sup>.

VAR1 (2)

$$DDE_t = \alpha_1 + \sum_{j=1}^2 \delta_j DDE_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \theta_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \nu_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \eta_j IPCA_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$DCO_t = \alpha_2 + \sum_{j=1}^2 \delta_j DDE_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \theta_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \nu_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \eta_j IPCA_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = \alpha_3 + \sum_{j=1}^2 \delta_j DDE_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \theta_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \nu_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \eta_j IPCA_{t-j} + \varepsilon_{3t}$$

$$DSELIC_t = \alpha_4 + \sum_{j=1}^2 \delta_j DDE_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \theta_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \nu_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \eta_j IPCA_{t-j} + \varepsilon_{4t}$$

$$IPCA_t = \alpha_5 + \sum_{j=1}^2 \delta_j DDE_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \theta_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \nu_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \beta_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \eta_j IPCA_{t-j} + \varepsilon_{5t}$$

Onde:

$DDE_t$  = Despesa total do governo central, que segue processo  $I(1)$  no período  $t$ ;

$DCO_t$  = Consumo final das famílias, que segue processo  $I(1)$  no período  $t$ ;

$H_t$  = Hiato do produto no período  $t$ ;

$DSELIC_t$  = SELIC, que segue processo  $I(1)$  no período  $t$ ;

<sup>13</sup> Assim como encontrado por Wichmann (2012), na presença de séries integradas de diferentes ordens, a modelagem via vetores com correção de erros mostrou-se inapropriada. Para aumentar a robustez da análise empírica aqui desenvolvida, estimou-se um VEC e analisou-se as características estatísticas residuais, tais características corroboraram a inadequação do modelo.

<sup>14</sup> Os resultados do referido teste encontram-se no Apêndice.

$IPCA_t$  = Inflação no período  $t$ ;

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$  e  $\alpha_5$  são parâmetros constantes;

$\delta_j, \theta_j, \nu_j, \beta_j$  e  $\eta_j$  são parâmetros de impacto;

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}$  e  $\varepsilon_{5t}$  são os termos de erro do VAR1 (2);

Deste modo, o VAR1 (2) capta os choques de despesa do governo central nas demais variáveis especificadas.

VAR2 (2)

$$DRE_t = b_1 + \sum_{j=1}^2 \lambda_j DRE_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \omega_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \phi_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \rho_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \psi_j IPCA_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

$$DCO_t = b_2 + \sum_{j=1}^2 \lambda_j DRE_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \omega_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \phi_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \rho_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \psi_j IPCA_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

$$H_t = b_3 + \sum_{j=1}^2 \lambda_j DRE_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \omega_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \phi_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \rho_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \psi_j IPCA_{t-j} + \varepsilon_{3t}$$

$$DSELIC_t = b_4 + \sum_{j=1}^2 \lambda_j DRE_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \omega_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \phi_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \rho_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \psi_j IPCA_{t-j} + \varepsilon_{4t}$$

$$IPCA_t = b_5 + \sum_{j=1}^2 \lambda_j DRE_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \omega_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \phi_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \rho_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \psi_j IPCA_{t-j} + \varepsilon_{5t}$$

Onde:

$DRE_t$  = Receita total do Governo Central, que segue processo  $I(1)$  no período  $t$ ;

$DCO_t$  = Consumo final das famílias, que segue processo  $I(1)$  no período  $t$ ;

$H_t$  = Hiato do produto no período  $t$ ;

$DSELIC_t$  = SELIC, que segue processo  $I(1)$  no período  $t$ ;

$IPCA_t$  = Inflação no período  $t$ ;

$b_1, b_2, b_3, b_4$  e  $b_5$  são parâmetros constantes;

$\lambda_j, \omega_j, \phi_j, \rho_j$  e  $\psi_j$  são parâmetros de impacto;

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}$  e  $\varepsilon_{5t}$  são os termos de erro do VAR2 (2);

Neste sentido, o VAR2 (2) pode descrever as possíveis relações existentes entre a receita do governo central e a produção, o consumo, a inflação e a taxa de juros.

VAR3 (2)

$$DCO_t = c_1 + \sum_{j=1}^2 \xi_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \pi_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \varphi_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \tau_j RP_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \kappa_j IPCA_{t-j} + \mu_{1t}$$

$$H_t = c_2 + \sum_{j=1}^2 \xi_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \pi_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \varphi_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \tau_j RP_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \kappa_j IPCA_{t-j} + \mu_{2t}$$

$$DSELIC_t = c_3 + \sum_{j=1}^2 \xi_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \pi_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \varphi_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \tau_j RP_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \kappa_j IPCA_{t-j} + \mu_{3t}$$

$$RP_t = c_4 + \sum_{j=1}^2 \xi_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \pi_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \varphi_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \tau_j RP_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \kappa_j IPCA_{t-j} + \mu_{4t}$$

$$IPCA_t = c_5 + \sum_{j=1}^2 \xi_j DCO_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \pi_j H_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \varphi_j DSELIC_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \tau_j RP_{t-j} + \sum_{j=1}^2 \kappa_j IPCA_{t-j} + \mu_{5t}$$

Onde:

$DCO_t$  = Consumo final das famílias, que segue processo  $I(1)$  no período  $t$ ;

$H_t$  = Hiato do produto no período  $t$ ;

$DSELIC_t$  = SELIC, que segue processo  $I(1)$  no período  $t$ ;

$RP_t$  = Resultado primário do governo central no período  $t$ ;

$IPCA_t$  = Inflação no período  $t$ ;

$c_1, c_2, c_3, c_4$  e  $c_5$  são parâmetros constantes;

$\xi_j, \pi_j, \varphi_j, \tau_j$  e  $\kappa_j$  são parâmetros de impacto;

$\mu_{1t}, \mu_{2t}, \mu_{3t}, \mu_{4t}$  e  $\mu_{5t}$  são os termos de erro do VAR3 (2)

Sendo assim, destaca-se que os impulsos de resultado primário nas respectivas variáveis podem ser estimados pelo sistema VAR3 (2).

De acordo com Bueno (2011), os testes de diagnóstico dos resíduos de modelos multivariados são feitos por meio da generalização dos testes univariados. Desta forma, pode-se destacar o Teste de Ljung-Box de autocorrelações multivariadas. O teste tem hipótese nula dada por:  $H_0 \therefore E(\varepsilon_t \varepsilon'_{t-j}) = 0 \forall j = 1, 2, \dots, J > p$  e  $H_1 \therefore E(\varepsilon_t \varepsilon'_{t-j}) \neq 0$  para algum  $j$ , isto é, a hipótese nula é que não existem autocorrelações multivariadas dos resíduos. Ressalta-se que a estatística do teste bem como a estatística ajustada são dadas respectivamente por:

$$Q = T \sum_{j=1}^J \text{tr}(\hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}) \xrightarrow{d} \chi_{n^2(J-p)}^2 \text{ e } Q = T^2 \sum_{j=1}^J \frac{1}{T-j} \text{tr}(\hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}) \xrightarrow{d} \chi_{n^2(J-p)}^2$$

Onde  $\hat{C}_j = \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}'_{t-j} / T$  é a matriz de autocovariância na defasagem  $j$ .

A hipótese de normalidade dos resíduos do VAR pode ser testada pela versão multivariada do Teste Jarque-Bera,  $JB_{2n} = s_3^2 + s_4^2 \xrightarrow{d} \chi_{2n}^2$ . Onde  $s_3^2$  e  $s_4^2$  são as estatísticas do teste nos momentos 3 e 4 respectivamente, além disso,  $H_0 \therefore s_3^2 = s_4^2 = 0$  (BUENO, 2011).

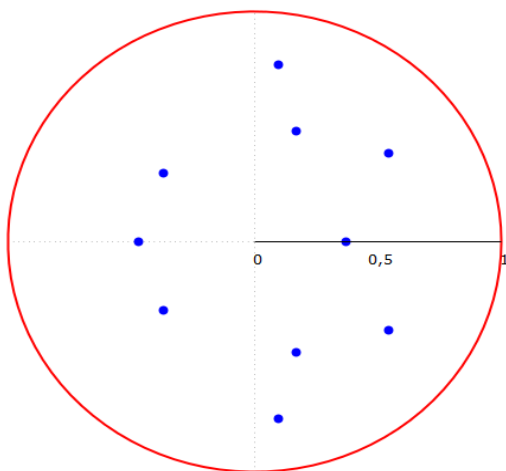
Destaca-se que, como feito por Wichmann (2012), na escolha dos VARs de acordo com os critérios de informação, considerou-se duas defasagens, ainda que os modelos tenham apresentado menor critério SBS com apenas uma defasagem, para evitar problemas de autocorrelação multivariada nas equações dos sistemas. Além disso, com relação ao critério AIC, é importante frisar que, os modelos escolhidos não minimizam tal critério, no entanto, tal procedimento foi adotado com finalidade de evitar o problema da multiplicação dos parâmetros e perda de graus de liberdade, optando-se desta forma por modelos parcimoniosos.

#### 4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os modelos VARs que minimizaram o critério SBC (Schwarz), foram o VAR1 (1), VAR2 (1) e VAR3 (1), embora não tenham sido estimados, como mencionado. Ademais, também não foram os melhores modelos de acordo com o critério AIC (Akaike). Como mostrado anteriormente, os modelos estimados foram VAR1 (2), VAR2 (2) e VAR3 (2)<sup>15</sup>. Contudo, os modelos também apresentaram boas características estatísticas nos resíduos. Onde não rejeitou-se a hipótese nula no teste de autocorrelação residual, como percebe-se na Tabela A.4, para o VAR1 (2), VAR2 (2) e VAR3 (2) no apêndice.

Além disto, os três modelos estimados mostraram-se estáveis<sup>16</sup>, como pode ser visto nas Figuras 1, 2 e 3, que mostram que as raízes da inversa dos VARs encontram-se dentro do círculo unitário, indicando a estabilidade dos sistemas.

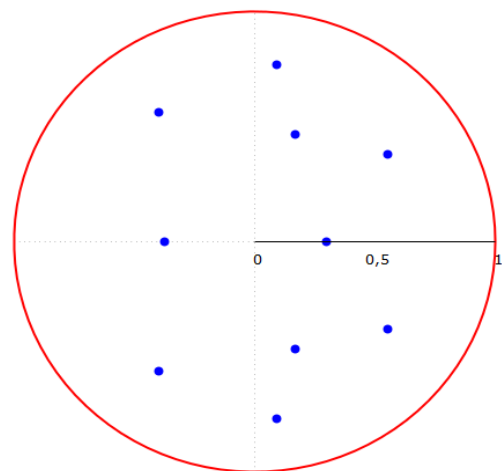
Raízes da inversa do VAR1 (2) em relação ao círculo unitário



**Figura 1:** Raízes da Inversa do VAR1 (2)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Raízes da inversa do VAR2 (2) em relação ao círculo unitário



**Figura 2:** Raízes da Inversa do VAR2 (2)

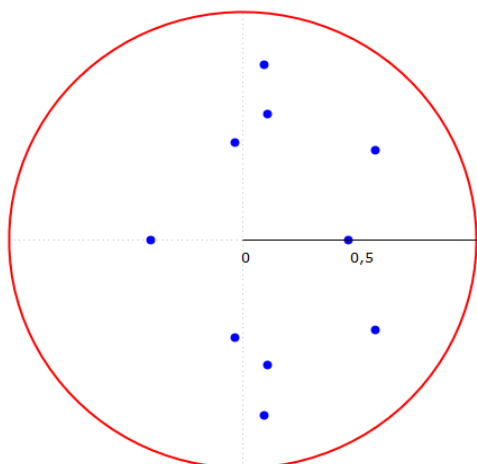
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

<sup>15</sup> A identificação dos modelos ocorreu com base nos resultados que se encontram no Apêndice, Tabela A.5.

<sup>16</sup> Com relação aos vetores de correção de erro, como já mencionado, estes não se mostraram estatisticamente atraentes, fortalecendo as estimações dos VARs. Os resultados do teste de co-integração de Johansen para o VAR1 (2) mostra que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas. Indicando que, possivelmente após determinado período de tempo o equilíbrio estável de longo prazo deve prevalecer. No primeiro sistema estimou-se as possíveis relações entre a despesa total do governo central com a produção, o consumo, a taxa de juros e inflação. Deste modo, de acordo com a estatística Trace constata-se a presença de cinco vetores de co-integração, isto é, as cinco variáveis que compõem o sistema possuem relação estável de longo prazo. Ademais, a estatística Max sugere a presença de 2 vetores co-integrados.



Raízes da inversa do VAR3 (2) em relação ao círculo unitário



**Figura 3:** Raízes da Inversa do VAR3 (2)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

De acordo com os VARs, pode-se salientar algumas características da política fiscal brasileira (considerando as três variáveis usadas, despesa e receita total do governo central VAR1 (2) e VAR2 (2)<sup>17</sup> e resultado primário acima da linha do governo central VAR3 (2)<sup>18</sup>), como mostra as Figuras 4, 5 e 6.

i) Um choque de gastos públicos do governo central possui pouco impacto sobre o consumo final das famílias. Após o impulso, o efeito deste cessa aproximadamente no sexto trimestre. Todavia, o efeito se reduz consideravelmente no terceiro trimestre. Contudo, a política fiscal (choque de gastos), de acordo com o VAR1 (2), possui efeito Keynesiano, pois influencia o consumo privado, este resultado está de acordo com alguns estudos na literatura internacional e especificamente com alguns estudos na literatura nacional, neste último caso, o mesmo resultado foi encontrado em Soave (2014).

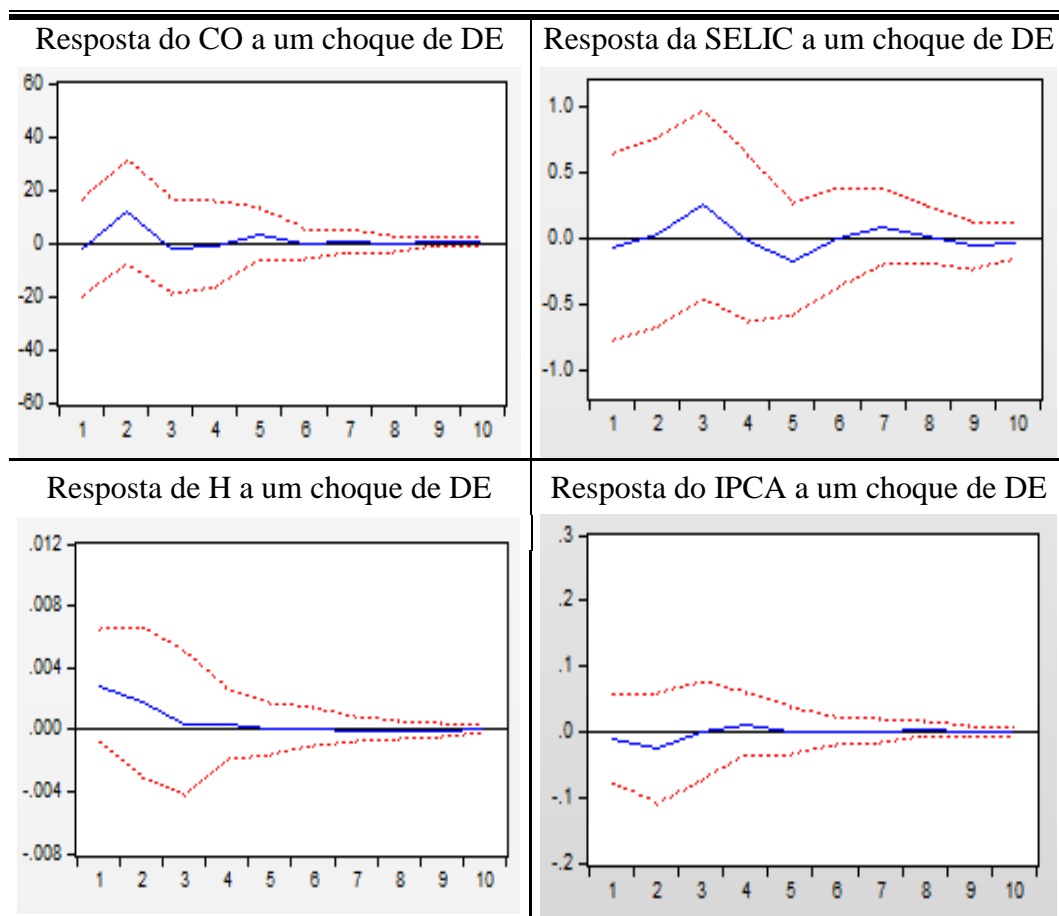
ii) Os gastos públicos do governo central impactam positivamente sobre a SELIC em primeiro estágio, indicando um possível efeito *crowding-out*. Entretanto, é preciso cautela na análise, haja vista a existência de uma inflexão no efeito por volta do quarto trimestre após o impulso inicial. Esta característica explicitada pelo modelo está de acordo com alguns estudos mencionados no capítulo três.

<sup>17</sup> Para o VAR2 (2) o teste de co-integração de Johansen indica de acordo com a estatística Trace e Max, a presença de cinco e dois vetores de co-integração, respectivamente. Sendo que no segundo sistema estimou-se as possíveis relações entre a receita total do governo central e a produção, consumo, taxa de juros e inflação. As estatísticas sugerem uma relação estável de longo prazo entre estas variáveis. Isto é, dado um impulso contracionista, via aumento de tributos, por exemplo, as perturbações ocorrem durante um intervalo de tempo determinado, mas a trajetória de longo prazo pode ser estável. Este panorama caracteriza-se principalmente com base na estatística Trace. Onde a relação estável mostra-se nas cinco equações do sistema. Os resultados obtidos para receita total do governo central são similares aos encontrados para a análise das despesas. Esperava-se tais evidências, já que trabalhou-se com variáveis de política fiscal que são intimamente inter-relacionadas. Já no que refere-se aos resultados mostrados pela estatística Max, percebe-se que o número de vetores co-integrados convergem nos dois casos.

<sup>18</sup> Para o VAR3 (2) o teste de co-integração de Johansen sugere a existência de estabilidade de longo prazo entre o resultado primário do governo central, método acima da linha e a produção, o consumo, a taxa de juros e o nível de preços. Ressalta-se que, neste caso esperava-se tais características em função dos resultados anteriores (VAR1 (2) e VAR2 (2)).

iii) Sobre a produção, os gastos atuam aumentando a mesma, pois atuam reduzindo o hiato do produto também indicando efeitos Keynesianos. Com efeito, essa característica depende de alguns aspectos da conjuntura econômica, como a capacidade da oferta agregada de absorver os impulsos de demanda, tais características não foram representadas no modelo linear, mas podem fazer diferença com relação ao sentido e a intensidade do choque de gastos públicos sobre a produção.

iv) Sobre o IPCA o impulso de gastos do governo central atua em princípio, até aproximadamente até o segundo trimestre reduzindo o mesmo. Embora seja o menor efeito de acordo com VAR1 (2), este depende fortemente a conjuntura e aspectos estruturais da economia, já que a variável gastos do governo central aqui analisada também inclui os investimentos.



**Figura 4:** Função Impulso Resposta Modelo VAR1 (2)

Notas: A variável hiato do produto é logaritimizada.

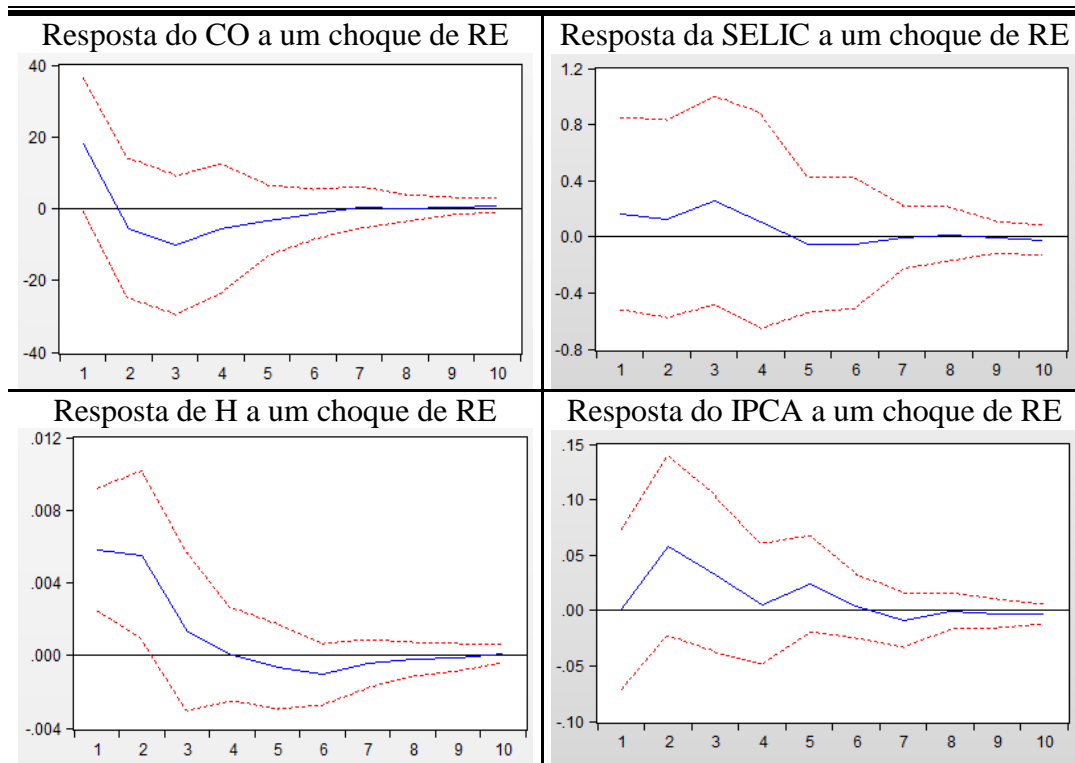
Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

v) Se comparado com o choque de gastos, o choque de receita do governo central possui impacto maior sobre o consumo final das famílias, o efeito está de acordo com a teoria, no que se reporta ao sinal, isto é, relação inversa. Embora, esta característica seja controversa, como visto na literatura supracitada no capítulo três. O efeito perdura até o sexto trimestre após o impulso inicial.

vi) O choque na receita do governo central aumenta a SELIC inicialmente de acordo com o VAR2 (2), embora no quarto trimestre o efeito parece inverter o sinal, contudo o efeito que predomina é o primeiro.

vii) O impacto da receita do governo central possui efeito maior sobre o hiato do produto relativamente à despesa e ao resultado primário.

viii) A receita do governo central possui significativo impacto sobre a inflação, indicando possivelmente que aumentos dos tributos aumentam a inflação, o que está de acordo com teoria econômica e pode ressaltar que ajustes tributários são repassados com relativa rapidez para os consumidores finais, neste caso, tratando-se dos impostos indiretos.



**Figura 5:** Função Impulso Resposta Modelo VAR2 (2)

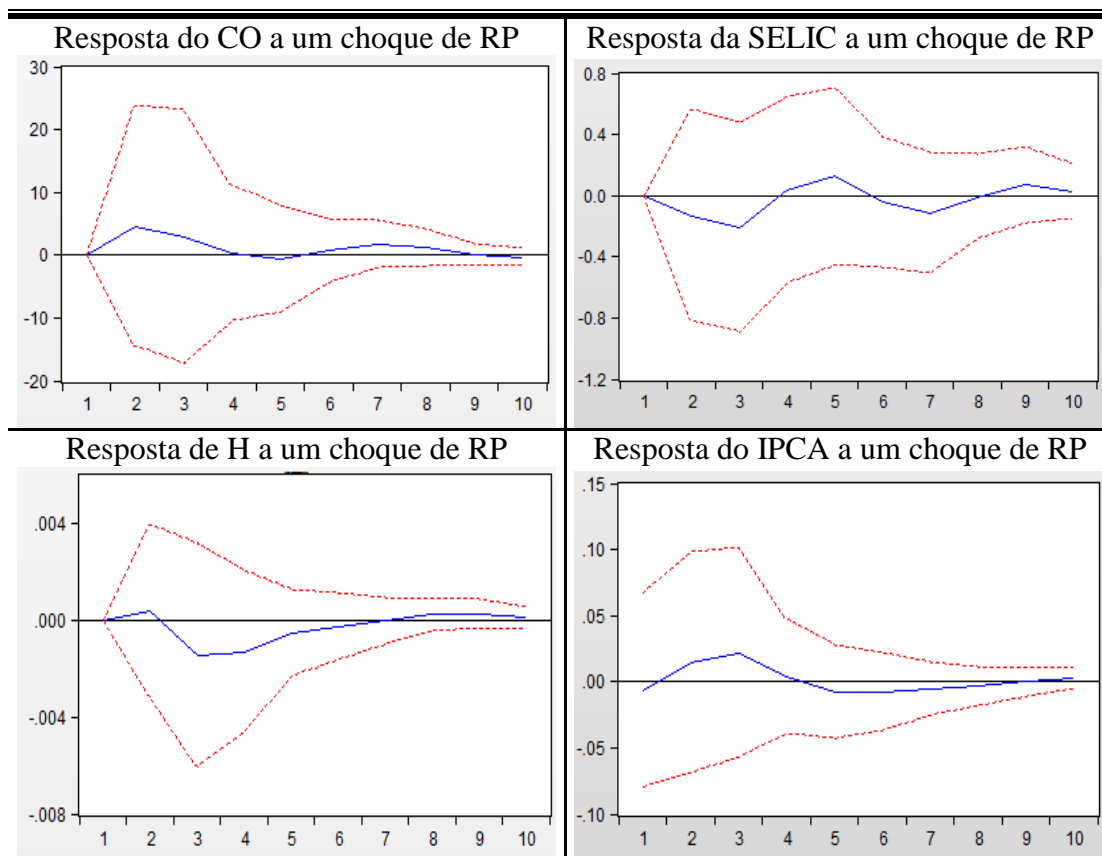
Notas: A variável hiato do produto é logaritimizada.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

ix) O orçamento equilibrado impacta reduzindo a inflação após um período de ajuste inicial que pode está associado ao impulso no IPCA causado pelo choque de receita. Esta característica explicitada pelo VAR3 (2) é de suma importância, e está plenamente de acordo com muitos estudos na literatura. Este aspecto também é relevante no sentido em que, olhando para o passado histórico-econômico da economia brasileira, percebe-se a relação causal entre essas variáveis. Embora ressalte-se que não é objetivo do VAR indagar relações causais, mas sim o comportamento da variável em virtude do choque. Contudo, percebe-se que o efeito é relativamente baixo.

x) O resultado primário possui efeito mais duradouro sobre o consumo final das famílias se comparado com o efeito dos gastos. Indicando que o orçamento público equilibrado do governo central impacta significativamente neste componente da demanda agregada.

xi) O orçamento equilibrado impacta de forma significativa sobre o hiato do produto, indicando que a boa gestão das contas públicas acarreta impactos positivos no crescimento econômico. Contudo, de acordo com a teoria o impacto é relativamente curto, o que a grosso modo, já esperava-se.



**Figura 6:** Função Impulso Resposta Modelo VAR3 (2)

Notas: A variável hiato do produto é logaritimizada.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

Diante deste panorama, os resultados desta pesquisa ao sugerir que a política fiscal brasileira possui efeitos Keynesianos, enquadra-se na classe dos trabalhos com esta característica. No cenário internacional, destaca-se Morita (2014) e Ferraresi *et al.* (2014) que também encontraram impactos positivos da política fiscal sobre a demanda agregada e no caso do primeiro estudo também sobre o produto. Na literatura brasileira, os resultados deste estudo corroboram o efeito positivo da política fiscal sobre o consumo encontrado também em Mendonça *et al.* (2009). Todavia, com relação à resposta do PIB a política, os resultados divergem, no sentido em que, no presente estudo os resultados de um impulso sobre tal variável é positivo. Destaca-se ainda que, com relação ao possível efeito *crowding-out* sugerido pelo VAR, tal resultado está de acordo com Mendonça *et al.* (2009). Embora neste estudo, na modelagem econométrica não distingui-se se a política fiscal ocorre via regra ou de forma discricionária.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Nesta pesquisa buscou-se estudar o comportamento da política fiscal no período de 1997 a 2014, com ênfase nos impulsos sobre as variáveis consumo final das famílias, taxa de juros, inflação e produção. Deste modo, a política econômica no período analisado manteve-se embasada na tríplice macroeconômica, metas de superávit primário, metas de inflação e flutuação suja do câmbio. Embora mantidas, algumas mudanças ocorreram com a alternância nos governos. A princípio a inflexão mais marcante na condução da política fiscal ocorreu com a mudança ministerial no governo Lula, que até então tinha sustentado a política

econômica herdada do seu antecessor FHC. Após a inflexão o governo atuou perfazendo uma política fiscal anticíclica para aquecer a demanda agregada e mitigar os efeitos da crise internacional de 2008.

Importantes mudanças ideológicas dos *policy makers* em 2009 conduziram o rumo da política fiscal para o contexto atual, o que alguns chamam de ensaio desenvolvimentista. Tais mudanças têm afetado a credibilidade do governo frente aos mercados, é perceptível que o objetivo da política econômica tenha mudado, e a excessiva preocupação com a estabilidade dos preços deixa de ser o foco. O que não significa tolerância a inflação. No período analisado também se observou política fiscal contracionista com finalidade de contenção da demanda agregada e da inflação, mais especificamente no início do governo Dilma, postura que mudou no decorrer do governo, passando-se para um cenário de atuação direta do governo na economia. Neste sentido, administração de preços e desonerações tributárias para conter a inflação.

Com base nos modelos VARs estimados, sugere-se que a política fiscal brasileira possui efeitos Keynesianos, pois é capaz de influenciar a produção e o consumo final das famílias. Os efeitos da despesa, receita e resultado primário acima da linha do governo divergem em termos de sentido e intensidade do impulso sobre o consumo, hiato do produto, taxa de juros e inflação. Alguns dos efeitos explicitados pelos VAR1 (2), VAR2 (2) e VAR3 (2) estão de acordo com teoria econômica e com alguns trabalhos tanto na literatura internacional quanto nacional. Os modelos também se mostraram significativos no sentido em que, alguns fatos estilizados ocorridos na política fiscal brasileira, como o caráter anticíclico, influenciando a demanda agregada, são evidenciados pelos sistemas estimados, já que os mesmos mostram efeitos Keynesianos.

Os resultados encontrados neste estudo contribuem para literatura no sentido em que apontam para possíveis impactos da política fiscal sobre diferentes prismas. Na literatura nacional existem poucos trabalhos que investigam a política fiscal no Brasil se comparado com estudos sobre a política monetária. Ademais, trabalhos nesta área desempenham certo interesse, dado o contexto atual da economia brasileira e os ajustes fiscais, isto é, política fiscal contracionista.

## REFERÊNCIAS

AFONSO, António; SOUSA, Ricardo M. **The Macroeconomic Effects of Fiscal Policy**. European Central Bank - Workink Paper Series, nº 991. 2009.

ALESINA, Alberto. **Fiscal Policy after the Great Recession**. International Atlantic Economic Conference. 2012. DOI 10.1007/s11293-012-9337-z. Disponível em: <[http://scholar.harvard.edu/files/alesina/files/fiscal\\_policy\\_after\\_the\\_great\\_recession\\_atl\\_econ\\_j\\_2012.pdf](http://scholar.harvard.edu/files/alesina/files/fiscal_policy_after_the_great_recession_atl_econ_j_2012.pdf)>. Acesso em 18/10/2014.

\_\_\_\_\_; BAXA, Jaromír; SLAVÍK, Michal. **Fiscal Developments and Financial Stress A Threshold VAR Analysis**. European Central Bank - Workink Paper Series, nº 1319. 2011.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS). <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. 2014.

BANCO CENTRAL DO BRASIL - BCB. **Indicadores Fiscais**. 2014. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ%204-Indicadores%20Fiscais.pdf>> Acesso em 23/12/2014.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BCB. **Nota para a Imprensa 29.12.2014 – Política Fiscal**. Disponível em <<http://www.bcb.gov.br/?ECOIMPOLFISC>>. Acesso em 04/01/2015.

BARBOSA-FILHO, Fernando H.; PESSOA, Samuel. **Desaceleração recente da economia**. Coletânea de Capítulos Sob a Luz do Sol, uma agenda para o Brasil. p19-36, 2014. Disponível em: < <http://www.insper.edu.br/wp-content/uploads/2014/09/Coletanea-capitulos-Sob-a-Luz-do-Sol-final.pdf>>. Acesso em 02/12/2014.

BARROS, Gabriel L.; AFONSO, José R. **Sobre “fazer o cumprimento” da meta de superávit primário de 2012**. Fundação Getúlio Vargas IBRE. Texto para Discussão, 2013.

BLANCHARD, Olivier; PEROTTI, Roberto. **An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output**. Quarterly Journal of Economics 117: 1329-68, 2002. Disponível em: < <http://www.nber.org/papers/w7269.pdf>>. Acesso em 23/10/2014.

BRASIL, Ipeadata. (página da web). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso em 01 de agosto de 2014.

BUENO, Rodrigo De Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais**. Ed. Cengage Learning, 2ª ed. (revista e atualizada), 2012. 360p.

CAGNIN, Rafael F.; PRATES, Daniela M.; FREITAS, Maria C. P.; NOVAIS, Luís F. **A gestão macroeconômica do governo Dilma (2011 e 2012)**. Novos Estudos - Centro Brasileiro de Análise e Planejamento - CEBRAP nº 97. São Paulo, 2013.

CATÃO, Luis A.; SUTTON, Bennett W. **Sovereign Defaults: The Role of Volatility**. IMF Working Papers 02/149, International Monetary Fund, 2002.

CAVALCANTI, Marco A. F. H. **Identificação de Modelos VAR e causalidade de Granger: Uma Nota de Advertência**. Economia Aplicada, v. 14, n. 2010, pp 251-260.

FERRARESI, Tommaso; ROVENTINI, Andrea; FAGIOLO, Giorgio. **Fiscal Policies and Credit Regimes: A TVAR Approach**. SSRN - Social Science Research Network. 2014. Disponível em: < [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2211105](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2211105)>. Acesso em 20/10/2014.

GAVIN, Michael; PEROTTI, Roberto. **Fiscal Policy in Latin America**. NBER Macroeconomics Annual 1997, edited by Ben Bernanke and Julio Rotemberg. MIT Press, 1997.

GIAMBIAGI, Fabio; VILLELA, André; CASTRO, Lavina B.; HERMANN, Jennifer. **Economia Brasileira Contemporânea**. Ed. Elsevier, 2ª ed., 2011. 272p.

INSTITUTO DE ESTUDOS PARA O DESENVOLVIMENTO INDUSTRIAL - IEDI. **Uma análise do plano Brasil Maior** - Carta nº 486. 2011. Disponível em: <[http://www.iedi.org.br/cartas/carta\\_iedi\\_n\\_486\\_uma\\_analise\\_do\\_plano\\_brasil\\_maior.html](http://www.iedi.org.br/cartas/carta_iedi_n_486_uma_analise_do_plano_brasil_maior.html)>. Acesso em 10/11/2014.

JOHANSEN, Soren. **Statistical analysis of cointegration vector**. Journal of Economic Dynamics and Control, v.12, nº 2, p.231-254, 1988.

KAMINSKY, Graciela L.; REINHART, Carmen M.; Vegh, Carlos A. **When It Rains It Pours: Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies**. NBER Macroeconomic Annual. MIT Press, 2004.

KWIATKOWSKI, Denis; PHILLIPS, Peter. C. B.; SCHMIDT, Peter; SHIN Yongcheol. **Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root**. Journal of Econometrics 54 p. 159-178, 1992.

MANASSE, Paolo. **Pro-Cyclical Fiscal Policy: Shocks, Rules and Institutions: A View from MARS**. IMF Working Papers 06/27, International Monetary Fund, 2005.

MENDONÇA, Mário J.; MEDRANO, Luis A.; SACHSIDA, Adolfo. **Avaliando os efeitos da Política Fiscal no Brasil: Resultados de um procedimento de Identificação Agnóstica**. IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Texto para Discussão nº 1377. 2009.

\_\_\_\_\_; MEDRANO, Luiz A.; PIRES, Manuel C. C. **Administração e sustentabilidade da dívida pública: uma análise para o período 1996-2007**. Pesquisa e Planejamento Econômico, v. 28, p. 612-630, 2008.

MESQUITA, Mário. **A política econômica do governo Dilma: a volta do experimentalismo**. Coletânea de Capítulos Sob a Luz do Sol, uma agenda para o Brasil. p1-18, 2014. Disponível em: < <http://www.insper.edu.br/wp-content/uploads/2014/09/Coletanea-capitulos-Sob-a-Luz-do-Sol-final.pdf>>. Acesso em 02/12/2014.

MORETTIN, Pedro A. **Econometria Financeira: um curso de séries temporais financeiras**. ABE: São Paulo, 2006.

MORITA, Hiroshi. **Analysis on the Macroeconomic Effects of Fiscal Policy and Business Cycles in Japan**. Hitotsubashi University, Tese (Doutorado em Economia), 132p. 2014.

PHILLIPS, Peter C. B.; PERRON, Pierre. **Testing For a Unit Root in Time Series Regression**. *Biometrika* (1988), 75, 2, pp. 335-46. Disponível em < <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/718/PhillipsPerron1988.pdf>> Acesso em 07/11/2014.

PIRES, Manoel C.C. **Multiplicadores Fiscais no Brasil: uma contribuição ao debate sobre políticas fiscais anticíclicas**. In XIV Prêmio do Tesouro Nacional, 2009. Disponível em: <[http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/Premio\\_TN/XIVPremio/politica/3pfceXIVPTN/Monografia\\_Tema3\\_MANOEL\\_CARLOS.PDF](http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/Premio_TN/XIVPremio/politica/3pfceXIVPTN/Monografia_Tema3_MANOEL_CARLOS.PDF)>. Acesso em 20/11/2014.

SACHSIDA, Adolfo; CARLUCCI, Fabio N. **Dívida Pública afeta variáveis reais? Um Teste alternativo da Equivalência Ricardiana por meio de testes de superexogeneidade em séries simuladas**. IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Texto para Discussão nº 1505. 2010.

SAID, Said E. DICKEY, David A. **Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order**. *Biometrika* (1984), 71, 3, pp. 599-607. Disponível em < <http://www.ssc.wisc.edu/~bhansen/718/SaidDickey1984.pdf> > Acesso em 08/11/2014.

SANTOS, Alexandre J. **Modelos Vetoriais Auto-Regressivos com Transição Suave Estruturados por Árvores - STVAR – Tree**. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro - PUC-Rio. Programa de Pós-Graduação em Engenharia Elétrica Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica). RJ, 2009. 121p.

SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL - STN. <[http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/series\\_temporais/principal.aspx#ancora\\_consulta](http://www3.tesouro.fazenda.gov.br/series_temporais/principal.aspx#ancora_consulta)>.

SIMS, Christopher A.. **Macroeconomics and Reality**. *Econometrica*, Vol.48, nº 1, 1980. pp 1-48. Disponível em: <[http://www.ekonometria.wne.uw.edu.pl/uploads/Main/macroeconomics\\_and\\_reality.pdf](http://www.ekonometria.wne.uw.edu.pl/uploads/Main/macroeconomics_and_reality.pdf) >. Acesso em 08/08/2014.

SOAVE, Gian P. **Choques fiscais e instabilidade financeira no Brasil: uma abordagem TVAR**. In XLII Encontro Nacional de Economia da ANPEC. Natal - RN. 2014.

TALVI, Ernesto; VEGH, Carlos A. **Tax Base Variability and Procyclical of Fiscal Policy**. *Journal of Development Economics*, 78, 156–190, 2005.

TELES, Vladimir K.; SPRINGER, Michel G.; PAES, Nelson; CAVALCANTI, André. **Ciclos Econômicos e Métodos de Filtragem: “fatos estilizados” para o caso brasileiro**. In *Revista Economia*, v. 6, p. 291-328. Brasília (DF), 2005.

WICHMANN, Roberta M. **Ensaio Econométrico Sobre Política Fiscal no Brasil**. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Programa de Pós-Graduação em Economia. Tese (Doutorado em Economia), 2012. 150p.

\_\_\_\_\_; PORTUGAL, Marcelo S. **Política Fiscal Assimétrica: O Caso do Brasil**. *RBE - Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro vol. 67 nº 3 p. 355-378. 2013.

## APÊNDICE

**Tabela A.1:** Teste ADF de raiz unitária

TESTE DICKEY-FULLER AMPLIADO (ADF)						
Variável	I(n)	Estatística t	P- valor	Valor crítico: 1%	Valor crítico: 5%	Valor crítico: 10%
Consumo	n = 1	-7,8278*	0,0000	-3,5300	-2,9048	-2,5899
Receita	n = 1	-9,2240	0,0000	-2,5999	-1,9457	-1,6136
Despesa	n = 1	-14,4074	0,0000	-2,5994	-1,1956	-1,6136
Resultado P.	n = 1	-12,2477	0,0000	-2,6004	-1,9458	-1,6135
Hiato do Produto	n = 0	-4,5362	0,0000	-2,5994	-1,9456	-1,6136
SELIC	n = 1	-10,4053	0,0000	-2,5999	-1,9457	-1,6136
IPCA	n = 0	-3,5070*	0,0107	-3,5315	-2,9055	-2,5902

Notas: \*Teste com intercepto.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**Tabela A.2:** Teste Phillips Perron de raiz unitária

TESTE PHILLIPS PERRON						
Variável	I(n)	Estatística t	P- valor	Valor crítico: 1%	Valor crítico: 5%	Valor crítico: 10%
Consumo	n = 1	-5,9153	0,0000	-2,5994	-1,9456	-1,6136
Receita	n = 1	-14,0689	0,0000	-2,5994	-1,9456	-1,6136
Despesa	n = 1	-13,3755	0,0000	-2,5994	-1,9456	-1,6136
Resultado P.	n = 0	-3,5323	0,0006	-2,5989	-1,9455	-1,6137
Hiato do Produto	n = 0	-3,7134	0,0003	-2,5989	-1,9455	-1,6137
SELIC	n = 1	-8,5754	0,0000	-2,5994	-1,9456	-1,6136
IPCA	n = 0	-2,4287	0,0157	-2,5989	-1,9455	-1,6137

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**Tabela A.3:** Teste KPSS de raiz unitária

TESTE KWIATKOWAKI-PHILLIPS-SCHMIDT-SHIN - KPSS					
Variável	I(n)	Estatística LM	Valor crítico: 1%	Valor crítico: 5%	Valor crítico: 10%
Consumo	n = 0	1,048390	0,7390	0,4630	0,3470
Receita	n = 0	1,088637	0,7390	0,4630	0,3470
Despesa	n = 0	1,083213	0,7390	0,4630	0,3470
Resultado P.	n = 0	0,786333	0,7390	0,4630	0,3470
Hiato do Produto	n = 0	0,083041	0,7390	0,4630	0,3470
SELIC	n = 0	0,920614	0,7390	0,4630	0,3470
IPCA	n = 0	0,141274	0,7390	0,4630	0,3470

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**Tabela A.4:** Teste Q de Ljung-Box VAR1 (2), VAR2 (2) e VAR3 (2)

	VAR1 (2)		VAR2 (2)		VAR3 (2)	
	Q de Ljung-Box	p-valor	Q de Ljung-Box	p-valor	Q de Ljung-Box	p-valor
<i>Equação 1</i>	6,26389	0,18	2,622	0,623	0,358693	0,986
<i>Equação 2</i>	0,530631	0,97	0,285943	0,991	5,8841	0,208
<i>Equação 3</i>	5,5705	0,234	6,36472	0,174	1,33233	0,856
<i>Equação 4</i>	1,28497	0,864	1,35151	0,853	6,86103	0,143
<i>Equação 5</i>	2,55052	0,636	1,55365	0,817	2,31303	0,678

Notas: A hipótese nula é que os resíduos não são autocorrelacionados .

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.



**Tabela A.5:** Critérios de informação AIC e SBC VAR1, VAR 2 e VAR3

Identificação das defasagens						
Defasagem	VAR1		VAR 2		VAR3	
	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz	Akaike	Schwarz
1 --- 1	23,67257	24,65176	24,72617	25,70537	24,48393	25,46313
1 --- 2	23,55504	<b>25,36487*</b>	24,37247	<b>26,18229*</b>	24,25540	<b>26,06522*</b>
1 --- 3	23,43652	26,09065	24,24291	26,89704	24,09444	26,74856
1 --- 4	22,43917	25,95164	23,45067	26,96314	23,03714	26,54961
1 --- 5	22,01676	26,40199	22,80994	27,19517	22,57148	26,95671
1 --- 6	21,10759	26,38038	22,23887	27,51166	21,64991	26,92270
1 --- 7	20,36998	26,54553	21,61440	27,78995	20,61238	26,78793
1 --- 8	<b>19,66517</b>	26,75910	<b>20,62912</b>	27,72304	<b>19,75412</b>	26,84804

Notas: \*Defasagem utilizada, assim estimou-se os VAR1 (2), VAR2 (2) e VAR3 (2).

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.

**Tabela A.6:** Teste de causalidade de Granger

Hipótese Nula	Obs	Estatística F	Prob.
_DE_SA não causa no sentido de Granger _CO_SA	68	5.57812	0.0059
_CO_SA não causa no sentido de Granger _DE_SA		1.71948	0.1875
_H não causa no sentido de Granger _CO_SA	68	3.39926	0.0396
_CO_SA não causa no sentido de Granger _H		0.53171	0.5902
_IPCA não causa no sentido de Granger _CO_SA	68	2.80301	0.0682
_CO_SA não causa no sentido de Granger _IPCA		0.19940	0.8197
_RE_SA não causa no sentido de Granger _CO_SA	68	0.93111	0.3995
_CO_SA não causa no sentido de Granger _RE_SA		4.34757	0.0170
_RP não causa no sentido de Granger _CO_SA	68	0.36346	0.6967
_CO_SA não causa no sentido de Granger _RP		3.21931	0.0466
_SELIC não causa no sentido de Granger _CO_SA	68	2.98478	0.0577
_CO_SA não causa no sentido de Granger _SELIC		5.72316	0.0052
_H não causa no sentido de Granger _DE_SA	68	0.51658	0.5991
_DE_SA não causa no sentido de Granger _H		0.04793	0.9532
_IPCA não causa no sentido de Granger _DE_SA	68	1.48374	0.2346
_DE_SA não causa no sentido de Granger _IPCA		0.07292	0.9298
_RE_SA não causa no sentido de Granger _DE_SA	68	5.56565	0.0059
_DE_SA não causa no sentido de Granger _RE_SA		9.93105	0.0002
_RP não causa no sentido de Granger _DE_SA	68	1.38311	0.2583
_DE_SA não causa no sentido de Granger _RP		4.31767	0.0175
_SELIC não causa no sentido de Granger _DE_SA	68	1.13008	0.3295
_DE_SA não causa no sentido de Granger _SELIC		6.96000	0.0019
_IPCA não causa no sentido de Granger _H	68	0.42355	0.6566
_H não causa no sentido de Granger _IPCA		1.67751	0.1951
_RE_ não causa no sentido de Granger _H	68	0.43740	0.6477
_H não causa no sentido de Granger _RE_SA		0.75053	0.4763
_RP não causa no sentido de Granger _H	68	0.88374	0.4183
_H não causa no sentido de Granger _RP		0.42169	0.6578
_SELIC não causa no sentido de Granger _H	68	1.27058	0.2878
_H não causa no sentido de Granger _SELIC		1.77045	0.1786
_RE_SA não causa no sentido de Granger _IPCA	68	0.79709	0.4551
_IPCA não causa no sentido de Granger _RE_SA		1.31477	0.2758
_RP não causa no sentido de Granger _IPCA	68	0.45147	0.6387
_IPCA não causa no sentido de Granger _RP		0.52645	0.5933
_SELIC não causa no sentido de Granger _IPCA	68	0.88257	0.4188
_IPCA não causa no sentido de Granger _SELIC		0.66018	0.5203
_RP não causa no sentido de Granger _RE_SA	68	2.34543	0.1041
_RE_SA não causa no sentido de Granger _RP		5.27255	0.0076
_SELIC não causa no sentido de Granger _RE_SA	68	2.09779	0.1312
_RE_SA não causa no sentido de Granger _SELIC		7.61815	0.0011
_SELIC não causa no sentido de Granger _RP	68	3.40285	0.0395
_RP não causa no sentido de Granger _SELIC		0.62035	0.5410

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da pesquisa.