

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

RENATA SANTOS DE MELLO FRANCO

**O BANCO CENTRAL DO BRASIL REAGE À POLÍTICA  
FISCAL? Uma análise da função de política monetária através  
de TVP-VAR**

Rio de Janeiro

2017

Renata Santos de Mello Franco

**O BANCO CENTRAL DO BRASIL REAGE À POLÍTICA  
FISCAL? Uma análise da função de política monetária através  
de TVP-VAR**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

ORIENTADOR: Prof. Dr. Antonio Luis Licha

Rio de Janeiro  
2017

## FICHA CATALOGRÁFICA

- F814 Franco, Renata Santos de Mello  
O Banco Central do Brasil reage à política fiscal? Uma análise da função de política monetária através de TVP-VAR / Renata Santos de Mello Franco. - 2017.  
66 p. ; 31 cm.
- Orientador: Antonio Luis Licha.  
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e da Tecnologia, 2017.  
Bibliografia: f. 55 – 57.
1. Política monetária. 2. Política Fiscal. 3. Teoria fiscal do nível de preços. I. Licha, Antonio Luis, orient. II. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. III. Título.

CDD 343.03

## FOLHA DE APROVAÇÃO

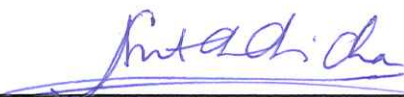
Renata Santos de Mello Franco

### O BANCO CENTRAL DO BRASIL REAGE À POLÍTICA FISCAL?

Uma análise da função de política monetária através de TVP-VAR

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia, Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em: 31 de agosto de 2017



Prof. Dr. Antonio Luis Licha, Instituto de Economia/UFRJ



Prof. Dr. Getúlio Borges da Silveira Filho, Instituto de Economia/UFRJ



Prof. Dr. Luciano Vereda Oliveira, Economia/UFF

Às minhas avós, Oneida Galvão de Mello Franco (*in memoriam*)  
e Therezinha de Barros Mello Santos.

*I do not know anyone who has got to the top without hard work. That is the recipe.  
It will not always get you to the top, but should get you pretty near...  
( Margaret Thatcher )*

# RESUMO

O objetivo deste trabalho será analisar se o Banco Central do Brasil reagiu, através da taxa de juros, à política fiscal, e se sua resposta mudou ao longo dos anos de 2007 e início de 2017. Na primeira parte, será construído o arcabouço teórico, de acordo com a literatura existente sobre a Teoria Fiscal do Nível de Preços, que servirá de motivação para a inclusão de uma variável fiscal na função de reação da política monetária. Na segunda parte, será realizada investigação empírica sobre o comportamento do Banco Central. A metodologia seguirá Primiceri (2005) e Del Negro & Primiceri (2015), que consiste em um modelo VAR com coeficientes variantes no tempo e volatilidade estocástica. A análise dos gráficos do desvio padrão dos resíduos das variáveis mostra que os choques não tiveram a mesma magnitude durante todo o período, o que evidencia a existência de volatilidade estocástica. Por sua vez, a análise dos gráficos da função de impulso resposta mostra a importância da metodologia com parâmetros variantes no tempo. Basicamente, encontramos que a resposta da política monetária à política fiscal variou ao longo do período analisado, tanto em magnitude quanto em direção.

**Palavras-chave:** Política Monetária; Política Fiscal; Teoria Fiscal do Nível de Preços; TVP-VAR.

# ABSTRACT

The objective of this dissertation is to analyze how Central Bank of Brazil reacts to fiscal policy through interest rates, and if its response changed during the years 2007 and beginning of 2017. For the first part of this essay, the theoretical framework will be constructed according to the existing literature as a foundation for the inclusion of a fiscal variable on the monetary policy reaction function. For the second part, an empirical investigation about the behavior of the Central Bank of Brazil will be produced. A fiscal variable will be included on the Taylor Rule to see if there's any reaction of monetary policy to fiscal conditions. The methodology will follow Primiceri (2005) and Del Negro & Primiceri (2015), which consists in a VAR method with time-varying coefficients and stochastic volatility. Analyzing the graphs of the standard deviation of residuals, it's possible to verify that the shocks weren't of the same magnitude for the entire period, which allows us to confirm the existence of stochastic volatility. In turn, the graphs of impulse-response function show us the importance of time-varying coefficients. In summary, we find that the response of monetary policy to fiscal policy had changed over the entire period, such as in magnitude as it's direction.

**Keywords:** Monetary Policy; Fiscal Policy; Fiscal Theory of the Price Level; TVP-VAR.



# SUMÁRIO

	Introdução . . . . .	1
1	JUSTIFICATIVA TEÓRICA: TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PRE- ÇOS . . . . .	6
1.1	Modelo . . . . .	7
1.1.1	Modelo simples . . . . .	7
1.1.2	Modelo Novo-Keynesiano sem equivalência Ricardiana . . . . .	10
1.1.2.1	Demanda Agregada . . . . .	10
1.1.3	Curva de Phillips . . . . .	11
1.2	Dominância Fiscal e Princípio de Taylor . . . . .	14
1.3	Conclusão . . . . .	18
2	METODOLOGIA E RESULTADOS . . . . .	20
2.1	Metodologia . . . . .	22
2.1.1	Prioris e Ordenação . . . . .	25
2.1.2	Método de simulação . . . . .	27
2.2	Resultados . . . . .	28
2.3	Conclusão . . . . .	35
	Conclusão . . . . .	53
	Bibliografia . . . . .	55

# INTRODUÇÃO

Desde o Monetarismo da década de 1960, a teoria econômica mainstream defende que o comprometimento do Banco Central à estabilidade da taxa de inflação seria condição suficiente para haver controle sobre o crescimento do nível geral de preços, independentemente da condução da política fiscal. Tal conclusão baseia-se principalmente na hipótese de que ‘toda e qualquer inflação é um fenômeno puramente monetário’, e, portanto, a política monetária deveria ser conduzida de maneira a trazer estabilidade ao sistema, evitando tornar-se fonte adicional de choque (FRIEDMAN, 1968).

Com o desenvolvimento dos modelos Novo-Keynesianos, que se tornaram o principal arcabouço teórico para formulação da política monetária, defendeu-se cada vez mais que o Banco Central deveria conduzir a política monetária de maneira agressiva, aumentando a taxa nominal de juros em uma proporção maior ao aumento da taxa de inflação, ou seja, seguindo o princípio proposto por Taylor (1993). Tal reação teria como objetivo o aumento da taxa real de juros que, por sua vez, desaqueceria a demanda, e arrefeceria a inflação.

Por exemplo, nos modelos tradicionais, como o apresentado por Clarida, Gali e Gertler (1999), a inflação é unicamente determinada pelo comportamento da política monetária. Mais especificamente, pela capacidade que a política monetária tem em ancorar expectativas, e pelo coeficiente de resposta da autoridade monetária aos desvios da inflação em relação à sua meta. Dessa forma, quanto maior o comprometimento do Banco Central em relação a uma determinada taxa de inflação, expresso por um alto coeficiente de resposta, maior a capacidade do Banco Central em guiar as expectativas dos agentes, fazendo com que a inflação convirja mais rapidamente para sua meta.

Ao analisarmos o mesmo modelo, vemos que a menção à política fiscal é feita através da inclusão de uma variável representando um choque de demanda externo, mas que possui média igual a zero.<sup>1</sup> Ou seja, nos modelos tradicionais Novo-Keynesianos, não é feita maiores considerações sobre a forma como a política fiscal é conduzida.

Contudo, Sargent e Wallace (1981), ao analisar um modelo de gerações sobrepostas e com limite para o endividamento real, já chamavam atenção para o fato de que a

<sup>1</sup> A curva IS apresentada por Clarida, Gali e Gertler (1999, p. 1665) possui a forma:

$$x_t = -[i_t - E_t(t + 1)] + E_t x(t + 1) + g_t,$$

em que  $g_t$  pode ser considerada como uma função da expectativa de mudanças nos gastos do governo em relação às mudanças esperadas do produto potencial. Por definição, ela possui média zero e variância  $\sigma_g^2$ . Ou seja, reflete as expectativas de choque de demanda advinda da política fiscal, mas espera-se que, na média, possua impacto zero. Os autores a definem como  $g_t = E_t[\Delta y_{t+1}^* - \Delta e_{t+1}]$ , e, ainda  $g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t$ , em que  $\hat{g}_t$  é variável aleatória independente e identicamente distribuída, com média igual a zero e variância  $\sigma_g^2$ , e  $0 \leq \mu \leq 1$ .

capacidade de controle da inflação por parte do Banco Central estaria limitada caso a política fiscal impusesse restrições sobre sua atuação. Para os autores, uma autoridade fiscal que define seu orçamento de forma independente, anunciando previamente seu déficit futuro, determina o valor da receita que deve ser obtida pela venda de títulos e por senhoriagem. Nesse esquema, a autoridade monetária sofrerá a restrição imposta pela demanda pelos títulos do governo, tendo que gerar receitas de senhoriagem para a parcela do déficit que não for financiada pela emissão de novos títulos.

A principal conclusão dos autores é que uma política monetária restritiva hoje pode levar a um nível de inflação corrente maior. Isso ocorre porque os agentes, sob a hipótese de expectativas racionais, antecipam o aumento da oferta de moeda futura em decorrência do aumento do déficit. Como o nível de preços corrente depende das taxas corrente e futuras de oferta de moeda, então, por esse motivo, uma política monetária mais restritiva hoje pode aumentar a taxa de inflação. Assim, concluem que uma política monetária acomodatória seria preferível a uma política monetária agressiva, pois uma política restritiva no presente significaria que esta seria expansionista no futuro.

Para que não haja esse problema de coordenação, no último parágrafo do artigo, os autores afirmam que de fato existe a possibilidade de que a política monetária consiga permanentemente afetar a taxa de inflação em um regime monetário. Propõem, portanto, que a autoridade monetária defina sua política primeiro, anunciando previamente sua regra de crescimento da base monetária<sup>2</sup>, e, dessa forma, a receita de senhoriagem, impondo, disciplina à autoridade fiscal. Vemos então que, para [Sargent e Wallace \(1981\)](#), um banco central comprometido com a estabilidade da taxa de inflação é suficiente para garanti-la somente se sua restrição for tal que force a autoridade fiscal a escolher um déficit compatível com o nível de preços perseguido pela política monetária. À vista disso, a autoridade monetária se torna a autoridade ativa, e, então a autoridade fiscal é que deverá ajustar sua política à restrição que lhe foi imposta.

[Leeper \(1991\)](#), através do desenvolvimento de um modelo de equilíbrio geral, também contribui para o debate ao constatar que a política monetária afeta o nível de preços dependendo de como a autoridade fiscal ajusta os impostos diretos para responder às mudanças da dívida real. Se a autoridade fiscal não altera impostos com o aumento da dívida, então contrações monetárias não antecipadas aumentam a taxa de inflação corrente. De forma oposta, se os impostos diretos aumentarão no futuro devido ao aumento da dívida real, então a contração monetária diminui a taxa de inflação corrente.

Assim, para que haja equilíbrio estável, o autor afirma que é necessário que uma das autoridades aja ativamente, enquanto a outra aja passivamente<sup>3</sup>. No caso de as

<sup>2</sup> Vale lembrar que o artigo foi escrito dentro do monetarismo.

<sup>3</sup> [Leeper \(1991\)](#) define uma autoridade ativa como aquela que não é constrangida pelo estado das dívidas do governo, sendo livre para definir sua variável de controle mais adequadamente. Já uma autoridade passiva é aquela que precisa responder aos choques da dívida do governo, sendo seu comportamento limitado pela otimização dos agentes privados e pelas ações da autoridade ativa.

duas agirem ativamente, o nível de preços será sobredeterminado, pois apenas um único valor será compatível com a inflação estável, e outro único valor será compatível com a estabilidade da dívida do governo<sup>4</sup>. O nível de preços efetivo será aquele que mantém o orçamento intertemporal do governo equilibrado (ou seja, garante que o governo seja solvente), pois é o que maximiza a escolha das famílias e garante o equilíbrio do mercado de bens.

Isto posto, podemos considerar os modelos Novo-Keynesianos como modelos em que a autoridade monetária age ativamente, definindo previamente uma meta de inflação e, portanto, a autoridade fiscal assume uma posição passiva, pois está sujeita à restrição da dívida real, devendo ajustar sua política de forma a mantê-la estável. Se essa coordenação de fato ocorre, então a política fiscal é conduzida de maneira a respeitar a equivalência Ricardiana, e seu efeito líquido sobre a demanda agregada será nulo, pois os agentes entendem que qualquer aumento de gastos correntes significará aumento de impostos no futuro. Como sua função de otimização implica em suavização do consumo ao longo dos períodos, então os agentes ajustam o nível de poupança privada para compensar a queda da poupança do governo e, portanto, diminuem seu consumo corrente.

Contudo, tais modelos partem de premissas que, como apontam [Leeper e Leith \(2016\)](#), não parecem tão plausíveis. Primeiro, considera-se que o impacto da política monetária sobre a política fiscal seja nulo ou negligenciável. No entanto, Bancos Centrais que a conduzam de forma a definir a taxa básica de juros da economia determinam direta e/ou indiretamente a remuneração paga pelos títulos públicos. Ou seja, os Bancos Centrais influenciam a política fiscal na medida em que impactam o quanto os Tesouros Nacionais terão que pagar de juros para os detentores dos títulos do governo.

Além disso, a própria equivalência Ricardiana é questionável<sup>5</sup>. Ao postular que, necessariamente, sempre que houver mudanças na dívida do governo, o valor presente do superávit primário futuro mudará na mesma proporção, independentemente da trajetória do nível de preços e taxa de juros, para que a dívida real se mantenha estável, essa hipótese

---

<sup>4</sup> [Leeper \(1991\)](#) mostra que há quatro combinações de política: i) política monetária ativa e fiscal passiva: nesse caso, a inflação depende apenas da política monetária, pois a política fiscal ajustará o superávit do governo de forma a prevenir trajetórias explosivas da dívida real; ii) política monetária passiva e fiscal ativa: A autoridade fiscal não ajusta os impostos diretos totalmente à resposta do aumento do seu gasto; a autoridade monetária precisa responder às restrições privada e fiscal, ajustando o estoque de moeda para responder aos choques fiscais; iii) políticas monetária e fiscal passivas: Cada autoridade age passivamente, de acordo com sua restrição; sem a restrição adicional de uma autoridade ativa, há vários pontos de equilíbrio, o que implica em uma situação de indeterminação de preços; iv) políticas fiscal e monetária ativas: Ambas as autoridades agem ativamente para a determinação dos preços.

<sup>5</sup> [Woodford \(2001\)](#), por exemplo, argumenta que a política monetária realizada durante os anos de 1942 a 1951 pelo Fed pode ser caracterizada como *bond price-support regime*. Dessa forma, o Fed agia diretamente no mercado aberto para estabilizar os preços dos títulos da dívida pública. Apesar desse tipo de política não requer monitoramento das variáveis fiscais pela autoridade monetária, ou mesmo não ser necessário que o Tesouro instrua o Fed sobre como responder à implementação da política fiscal, este é um tipo de regime que pode ser considerado como de dominância fiscal. [Loyo \(1999\)](#) também argumenta que o período de inflação alta vivido no Brasil durante as décadas de 80 e 90 seriam resultado da combinação de dominância fiscal e política monetária ativa.

se torna uma restrição à condução da política fiscal, mas que, na prática, é muito difícil de ser corroborada<sup>6</sup>.

Ademais, como aponta [Woodford \(2001, p. 31\)](#) não há uma necessidade lógica de que o governo deva sempre satisfazer sua restrição orçamentária. Em modelos de equilíbrio geral, é condição necessária que os agentes privados e firmas sofram restrição orçamentária intertemporal. Se lhes fosse permitido aumentar seu consumo mediante o acúmulo de dívidas, sem que houvesse a necessidade de pagamento futuro, então não haveria nível de preços que equilibraria os mercados, e essa hipótese não seria consistente com um equilíbrio com expectativas racionais.

Contudo, o governo pode não sofrer tal restrição pois ele é um agente diferente dos demais. Em primeiro lugar, dado seu elevado peso para a economia, ele não é *price-taker* como os agentes privados. Ao definir a política fiscal, o governo deve ter em mente essa sua característica peculiar, e então definir qual estratégia é preferível.

Além disso, deve-se levar em conta que um governo que emite dívida em sua moeda está em uma situação diferente dos agentes privados, pois tanto sua dívida quanto a base monetária constituem seu passivo; ou seja, os preços da economia estão denominados em relação ao seu próprio passivo. Portanto, para quitar suas dívidas, não há a necessidade lógica de que o governo faça uma poupança real, pois ele pode utilizar seu passivo para esse fim (seja emitindo novos títulos ou forçando o aumento da oferta de moeda).

Do exposto acima, podemos tecer algumas conclusões preliminares que servirão de ponto de partida para as análises subsequentes deste trabalho. Primeiro, vimos que, sob regime de dominância fiscal, mesmo que o Banco Central esteja comprometido com a estabilidade da taxa de inflação, ele não somente é incapaz de estabilizá-la, como, quanto mais agressiva for sua resposta, mais nocivo será o efeito sobre sua trajetória. Também, podemos inferir que, mais do que impor restrições, é necessário que haja coordenação entre as autoridades fiscal e monetária, no sentido de que ambas as políticas sejam complementares.

O objetivo da primeira parte deste trabalho será explicar, de acordo com a literatura sobre a Teoria Fiscal do Nível de Preços, como uma política fiscal não-Ricardiana afeta a determinação da inflação, bem como as implicações para a condução da política monetária que surgem dessa análise. Mais especificamente, buscaremos verificar se a inclusão de uma variável fiscal na regra de política monetária de alguma forma ajudaria a autoridade monetária a conduzir sua política de estabilização da taxa de inflação. Uma vez que as justificativas teóricas estejam consolidadas, a segunda parte do trabalho será

---

<sup>6</sup> Como ambos regimes Ricardiano e não-Ricardiano são definidos com base na mesma equação do orçamento intertemporal do governo, [Christiano e Fitzgerald \(2000\)](#) afirmam que uma análise de dados de séries temporais não é suficiente para determinar a plausibilidade da hipótese não-Ricardiana. A única forma direta de distinguir entre as duas hipóteses seria observar como o superávit se comporta quando a economia está fora do equilíbrio; contudo, estão disponíveis apenas os dados de equilíbrio. Em relação à metodologia de detecção, o artigo seminal de [Canzoneri, Cumby e B. T. Diba \(1998\)](#) se tornou a principal referência para análise de dominância monetária e fiscal.

analisar como o Banco Central do Brasil tem conduzido a política monetária durante o período de 2007 a 2017. Mais especificamente, buscaremos observar se o comportamento do Banco Central mudou ao longo do período analisado, principalmente em relação à variável fiscal dívida bruta/PIB.

Para a análise empírica, será estimado um modelo VAR com parâmetros e matriz de variância-covariância variantes no tempo, como proposto por [Primiceri \(2005\)](#) e [Del Negro e Primiceri \(2015\)](#), com a inclusão de uma variável fiscal. Essa metodologia nos permite verificar se houve mudanças tanto na estrutura da economia (através da variação dos parâmetros do modelo), quanto na magnitude e propagação dos choques (através da análise da matriz de variância-covariância).

De maneira geral, será possível constatar que, de fato, a estrutura da economia brasileira e os choques aos quais esta esteve sujeita não se mantiveram constantes ao longo do período analisado. Através dos gráficos da função de impulso-resposta, verificaremos que houve mudanças significativas na condução da política monetária, tanto em relação à dívida/PIB, quanto às demais variáveis, e também que a resposta destas variáveis em relação a choques de política monetária não foi a mesma durante todo o período.

# 1 JUSTIFICATIVA TEÓRICA: TEORIA FISCAL DO NÍVEL DE PREÇOS

A elaboração e aperfeiçoamento de modelos de equilíbrio geral, em que se admite a possibilidade de que a economia esteja sob regime de dominância fiscal, levou ao desenvolvimento da chamada *Teoria Fiscal do Nível de Preços* (TFNP). A inovação trazida por esta abordagem reside na maior atenção dada o papel da política fiscal para a determinação do nível de preços.

Um dos principais pontos dessa teoria é que ela muda o foco da necessidade da geração de receitas de senhoriagem para cobrir a queda do superávit nominal <sup>1</sup>, para o impacto sobre a mudança da riqueza dos agentes e como esta afeta o equilíbrio do mercado de bens. Segundo [Woodford \(2001, p. 5\)](#), nessa nova linha, a dominância fiscal se manifesta através da pressão sobre o banco central para usar a política monetária para manter o valor real da dívida do governo estável, e não para geração de receitas de senhoriagem.

Para a TFNP, não há motivos para que o governo encare sua restrição orçamentária como limitação à política fiscal. Nessa visão, a equação do orçamento intertemporal é vista como uma condição de equilíbrio: caso haja distúrbios que alterem as variáveis da equação, o mecanismo de ajuste pode se dar sobre o nível de preços, e não necessariamente sobre o superávit real. Para a visão tradicional, esta equação é uma restrição à política fiscal, ou seja, esta deve se adaptar à evolução da dívida, fazendo com que o superávit nominal seja definido de forma a manter a dívida real estável para qualquer nível de preços.

A TFNP exalta que não necessariamente a política fiscal influencia o nível de preços apenas porque o banco central ajusta a política monetária à política fiscal. Será mostrado que a política fiscal afeta o nível de preços mesmo quando o banco central possui uma política monetária autônoma e independente.

O problema posto pela TFNP é que a política monetária não consegue sozinha determinar o nível de preços da economia, sendo necessário que haja uma coordenação entre as políticas fiscal e monetária para que se evite uma trajetória do nível de preços explosiva (tanto inflacionária quanto deflacionária).

---

<sup>1</sup> Da análise de [Sargent e Wallace \(1981\)](#), vemos que o regime de dominância fiscal se dá pela necessidade de geração de receitas de senhoriagem. Nesse sentido, a inflação ainda seria um fenômeno monetário. Porém, atualmente, como afirma [Woodford \(2001\)](#) e [Woodford \(1996\)](#), as receitas de senhoriagem são negligenciáveis. Além disso, os Bancos Centrais são independentes para formular sua política econômica. Portanto, é necessária outra teoria que explique como a política fiscal pode influenciar o nível de preços.

## 1.1 MODELO

Primeiramente, será apresentado um modelo simples de equilíbrio geral, baseado em [Leeper e Leith \(2016\)](#) para demonstrar como a restrição orçamentária intertemporal do governo é derivada das condições de otimização dos indivíduos. Depois, será desenvolvido um modelo Novo-Keynesiano em que não valha a hipótese Ricardiana, com o objetivo de evidenciar como a determinação da inflação depende não só da política monetária, mas também das expectativas acerca da condução da política fiscal<sup>2</sup>.

### 1.1.1 MODELO SIMPLES

Suponha um consumidor representativo que vive infinitamente e recebe dotações  $y$  (em termos reais) em cada período. Ademais, temos também uma economia sem moeda<sup>3</sup>, e com mercados financeiros completos. Nesse modelo, o consumidor escolhe entre consumo,  $c_t$ , e a compra ou venda de ativos nominais,  $D_t$ , ao preço  $Q_{t,t+1}$  (preço nominal em  $t$  de um ativo que paga 1 em  $t+1$ ); também recebe transferências do governo,  $z_t$ , e paga impostos,  $\tau_t$ , ambos *lump sum*. O problema do consumidor pode ser expresso pela maximização de

$$E_0 \sum_{n=0}^{\infty} \beta^n U(c_t) \quad (1.1)$$

onde  $0 < \beta < 1$ , e  $U(c)$  é função contínua, diferenciável, e crescente. A maximização de 1.1 está sujeita à restrição orçamentária dos indivíduos em cada período. Para o período  $t$ , ela será dada por

$$P_t c_t + P_t \tau_t + E_t[Q_{t,t+1} D_t] \leq P_t y + P_t z_t + D_{t-1}$$

onde  $P_t$  é o nível geral de preços. Isso significa que toda renda nominal gasta pelos indivíduos, seja consumindo, pagando impostos ou adquirindo títulos, deve ser menor ou igual à toda renda disponível, que, nesse caso, é dada pela soma das dotações e transferências recebidas com os dos ativos adquiridos no período anterior.

Nessa economia, os ativos nominais ( $D_t$ ) compreendem tanto aos títulos da dívida privada ( $B_t^p$ ), quanto da dívida do governo ( $B_t$ ), cujo retorno, no período  $t+1$ , é igual à taxa nominal de juros  $R_t$ , e preço igual a  $1/R_t$ .

Para que os indivíduos maximizem sua utilidade, é necessário que a condição acima seja uma igualdade. Nesse caso, a restrição orçamentária dos indivíduos pode ser reescrita como:

<sup>2</sup> Os modelos são baseados em [Leeper e Leith \(2016\)](#), [Woodford \(2001\)](#), [Woodford \(1996\)](#) e [Galí \(2015\)](#).

<sup>3</sup> A análise de uma economia sem moeda é importante para mostrar que a dominância fiscal ocorre mesmo quando a moeda não exerce papel importante na economia (Woodford, 2001).



$$P_t c_t + P_t \tau_t + E_t[Q_{t,t+1} D_t] = P_t y + P_t z_t + D_{t-1} \quad (1.2)$$

Dado que nessa economia há mais de um tipo de título, para que não haja arbitragem entre eles, é necessário que valha a seguinte condição:

$$Q_{t,t+1} = m_{t,t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (1.3)$$

ou seja, o preço nominal dos títulos depende da sua taxa de retorno real ( $m_{t,t+1}$ ), bem como do nível de preços em  $t$  e  $t + 1$ . Ademais, dado que o preço dos títulos públicos é  $1/R_t = E_t[Q_{t,t+1}]$ , podemos escrever

$$\frac{1}{R_t} = E_t[Q_{t,t+1}] = m_{t,t+1} E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (1.4)$$

Para uma análise simplificada, será assumido que o gasto do governo em bens é igual a zero, fazendo com que o superávit real primário possa ser definido como  $s_t \equiv \tau_t - z_t$ , ou seja, a diferença entre o que é arrecadado com impostos e o que é gasto com transferências para as famílias.

Para os indivíduos, adicionalmente à sua restrição orçamentária 1.2, impõe-se também a condição de transversalidade:

$$\lim_{x \rightarrow \infty} E_t m_{t,T} \frac{D_{t-1}}{P_t} \quad (1.5)$$

Essa igualdade significa que além de todos os agentes estarem sujeitos à restrição de solvência (nesse caso, toda a dívida real deverá ser paga em algum momento, impedindo a existência de esquemas Ponzi), não faz parte da sua escolha ótima o acúmulo de ativos (ou seja, os agentes necessariamente também utilizarão sua riqueza financeira para consumo).

A restrição orçamentária intertemporal dos indivíduos pode ser obtida através da iteração de 1.2, juntamente com a imposição da condição de transversalidade 1.5 e condição de não-arbitragem 1.3. Portanto, temos:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} m_{t,t+j} c_{t+j} = \frac{D_{t-1}}{P_t} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} m_{t,t+j} (y - s_{t+j}) \quad (1.6)$$

onde  $m_{t,t+j} = \prod_{k=0}^j m_{t+k,t+k+1}$  é o fator real de desconto, com  $m_{t,t} = 1$ . Defina o fator real de desconto como constante no tempo, ou seja,  $m_{t,t+1} = \beta$ . Dessa forma, vemos que os indivíduos escolhem seu consumo real intertemporal de acordo com sua riqueza inicial, e com a expectativa de receita real futura.

Partindo do suposto de que o governo não pode adquirir a dívida dos agentes privados, e assumindo que a economia esteja em equilíbrio, quando analisamos no agregado, vemos que não haverá títulos privados no portfólio do setor privado, resultando apenas na dívida do governo como riqueza financeira <sup>4</sup>.

Seguindo a conclusão acima, quando impomos a condição de equilíbrio nos mercados de bens (ou seja  $c_t = y$ ), e substituímos o retorno real pelo fator de desconto constante, temos a seguinte condição de equilíbrio agregado:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j s_{t+j} \quad (1.7)$$

Portanto, vemos que a dívida real do governo no início do período  $t$ , ou seja,  $B_{t-1}/P_t$ , depende da soma da sequência de superávits futuros descontados. Leeper e Leith (2016, pág. 10) chamam nossa atenção para o fato de essa condição de equilíbrio ter sido obtida através do comportamento maximizador dos indivíduos e do equilíbrio dos mercados, não sendo necessário fazer alusão alguma à condução da política fiscal.

A diferença entre a TFNP e a teoria convencional é que essa equação não determina a condução da política fiscal. Em 1.7, apenas o valor nominal da dívida do governo está pré-determinada no início do período. Para que a dívida real se mantenha constante, é possível que o ajuste ocorra tanto sobre a expectativa de superávit futuro, quanto pelo nível de preços.

## EFEITO RIQUEZA

O efeito riqueza ocorre pois, se a equivalência Ricardiana não vale, então os agentes esperam que o aumento dos gastos do governo não seja devidamente compensado pelo aumento de impostos no futuro e, portanto, o aumento da dívida será entendido como aumento da sua riqueza real, impulsionando o seu consumo. Ou seja, é o efeito riqueza sobre o consumo privado que leva à instabilidade de preços. Se se espera que o superávit seja menor, e que o governo financie seus gastos emitindo mais dívidas, isso impactará a riqueza nominal dos agentes, devido ao ganho com os juros. Os consumidores se sentirão mais ricos, o que fará com que demandem mais bens e serviços do que a economia consegue suprir. Dessa forma, os preços aumentam para que oferta e demanda se ajustem e o mercado de bens volte ao equilíbrio. Os preços subirão até que o valor real dos ativos dos agentes privados seja igual ao valor presente esperado dos superávits futuros. A inflação, nesse caso, não ocorre devido à elevação da oferta de moeda, mas da expectativa de redução do superávit primário. Ela é causada apenas por efeitos fiscais. Dado que os

<sup>4</sup> Dado que apenas agentes privados podem ser credores de outros agentes privados, então no agregado  $B_t^p = 0$ . A interação entre setor público e privado ocorre pois aquele emite dívida que será absorvida por este, compondo parte do portfólio de sua riqueza. Assim, a dívida do governo é riqueza líquida dos indivíduos.

preços aumentaram devido à equação 1.7, então a oferta de moeda se ajustará. Como Woodford (2000, pág. 18) aponta, as expectativas racionais podem implicar em um aumento de preços mesmo antes que o superávit de fato diminua.

### 1.1.2 MODELO NOVO-KEYNESIANO SEM EQUIVALÊNCIA RICARDIANA

Nos modelos Novo-Keynesianos convencionais, em que inflação e produto são determinados conjuntamente, as curvas de oferta e demanda agregadas são obtidas através do comportamento maximizador tanto dos consumidores quanto das firmas. A principal implicação desse tipo de modelo é que, pelo fato de o produto ser endógeno, e os preços rígidos, possibilita-se que as políticas monetária e fiscal tenham efeitos reais sobre a economia.

Por simplificação, considera-se que os impostos sejam *lump sum*, dessa forma, a política monetária, ao influenciar o produto, não altera a base de arrecadação da política fiscal, não interferindo diretamente na receita do governo, o que poderia alterar sua condução.

#### 1.1.2.1 DEMANDA AGREGADA

A curva de demanda agregada individual é obtida através da maximização de 1.1, sujeita a 1.2, retornando a seguinte relação de Euler do consumo:

$$\frac{1}{R_t} = \beta E_t \left\{ \frac{U_{c,t+1}}{U_{c,t}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right\} \quad (1.8)$$

Assumiremos que

$$U(c) = \frac{c_t^{1-\frac{1}{\sigma}}}{1-\frac{1}{\sigma}} \quad (1.9)$$

onde  $\sigma \equiv -\frac{u'(c^*)}{(u''(c^*)c^*)}$ ,  $\sigma > 0$ , corresponde à elasticidade de substituição intertemporal do consumo.

Defina a relação entre taxa de juros e inflação através da equação de Fisher:

$$\frac{1}{R_t} = \beta E_t \frac{P_t}{P_{t+1}} = \beta E_t \frac{1}{\pi_{t+1}} \quad (1.10)$$

onde  $\pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}}$ , ou seja, a taxa de inflação<sup>5</sup>. Seja  $a$  uma variável,  $\hat{a}_t \equiv \ln a_t - \ln a^*$ , ou seja,  $\hat{a}_t$  é o desvio do log da variável  $a_t$  em relação ao seu valor de equilíbrio no estado

<sup>5</sup> Note que, da relação de Fisher, não é imposta nenhuma restrição sobre o comportamento do Banco Central em relação à definição da taxa de juros.

estacionário  $a^*$ . Da equação de Euler e da relação de Fisher teremos então<sup>6</sup>:

$$\hat{y}_t = E_t \hat{y}_{t+1} - \sigma(\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) \quad (1.11)$$

que é a curva de demanda agregada do modelo, ou curva IS<sup>7</sup>. Portanto, fica estabelecida relação entre produto corrente e expectativa do produto futuro, e à taxa nominal de juros em relação à inflação, ou seja, à expectativa de taxa real de juros.

### 1.1.3 CURVA DE PHILLIPS

A segunda curva que compõe este sistema simples de equações relaciona a inflação positivamente ao hiato do produto. No modelo Novo-Keynesiano, a curva de Phillips decorre da decisão de preços das firmas, tomada com base em seu problema de otimização sob um ambiente de competição monopolística. Dessa forma, cada firma ajusta preços nominais de forma a maximizar seus lucros sujeitos à restrição sobre a frequência de ajustamento dos preços futuros.

Isso significa que, a cada período, uma fração  $1 - \phi$  de firmas define seus preços. O importante a salientar é que as firmas escolhem não alterar seus preços a qualquer variação dos seus custos marginais, ou da demanda. Isso se deve à existência tanto de uma curva de demanda negativamente inclinada, quanto de custos de menu.

Dessa forma, em cada período as firmas possuem uma probabilidade  $\theta$  de manter ser preços fixos; conseqüentemente, uma probabilidade  $1 - \theta$  de ajustá-los. Vale ressaltar que essa probabilidade não depende do último período em que a firma ajustou seus preços, fazendo com que o ajuste destes seja invariante à história da firma. A uma Curva de Phillips a la Calvo será apresentada, pois é uma forma de facilitar a análise das decisões de tomada de preços quando analisamos a economia no plano agregado. Essa equação é definida como:

$$\hat{\pi}_t = \kappa \hat{y}_t + \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} + u_t \quad (1.12)$$

onde  $\kappa = \frac{(1-\phi)(1-\phi\beta)}{\phi} \frac{\omega+\phi}{\sigma(\omega+\theta)}$ ,  $\kappa > 0$ , é a inclinação da Curva de Phillips,  $\phi$  é a elasticidade de substituição entre os bens, e  $\omega \equiv \frac{w'(y^*)}{(w''(y^*)y^*)}$  é a elasticidade de oferta de bens. A equação 1.12 é uma aproximação log-linear em torno do *steady state* do agregado das decisões de determinação de preço das firmas individuais, relacionando o hiato do produto à expectativa de inflação para o período seguinte.

<sup>6</sup> No caso analisado, em que o consumo do governo é igual a zero, então a soma do consumo individual será igual a tudo que foi produzido na economia  $c_t = y_t$ .

<sup>7</sup> Maiores detalhes desse resultado podem ser obtidos em Galí (2008), Woodford (2003), Leeper e Leith (2016).

Determine a política monetária como da forma

$$\hat{R}_t = \alpha_\pi \hat{\pi}_t + \alpha_y \hat{y}_t + \varepsilon_t^M \quad (1.13)$$

onde  $\varepsilon_t^M$  é um choque exógeno de política monetária. Nesse tipo de política, o Banco Central obedece a uma regra de Taylor, ajustando os desvios da taxa de juros nominal ( $\hat{R}_t = R_t - R^*$ ) em relação ao seu valor no estado estacionário <sup>8</sup> de acordo com os movimentos da inflação  $\hat{\pi}_t$  e do produto  $\hat{y}_t$ , também em relação aos seus respectivos valores no estado estacionário. De acordo com 1.13, vemos que o Banco Central sempre aumentará a taxa de juros em uma proporção  $\alpha_\pi$  do desvio da inflação corrente, e  $\alpha_y$  do desvio do produto corrente.

Suponha que a política fiscal seja não-Ricardiana, e  $\hat{s}_t$  determinado de maneira exógena, da seguinte forma:

$$\hat{s}_t \equiv \frac{(s_t - s^*)}{s^*} \quad (1.14)$$

Ademais, em cada período, o governo se defronta com sua restrição orçamentária expressa por:

$$\frac{1}{R_t} \frac{B_t}{P_t} + s_t = \frac{B_{t-1}}{P_t} \quad (1.15)$$

Log-linearizando 1.15, e tomando os valores em relação ao seu valor de equilíbrio, temos :

$$\hat{b}_t - \hat{R}_t + (\beta^{-1} - 1)\hat{s}_t = \beta^{-1}(\hat{b}_{t-1} - \hat{\pi}_{t-1}) \quad (1.16)$$

onde  $b_t$  é o valor da dívida real no final do período  $t$ .

## RESOLUÇÃO DO MODELO

Nesse caso, para que haja equilíbrio único, é necessário que a política monetária reaja fracamente à inflação e produto (WOODFORD, 1996), de forma que

$$-1 - \frac{1 + \beta}{\kappa} \alpha_y - \frac{2(1 + \beta)}{\kappa \sigma} < \alpha_\pi < 1 - \frac{1 + \beta}{\kappa} \alpha_y \quad (1.17)$$

Se restringirmos  $\alpha_\pi \geq 0$ , e analisarmos o caso de política mais simples <sup>9</sup>, em que  $\alpha_y = 0$ , então  $0 \leq \alpha_\pi < 1$ . Substituindo a equação de política monetária simplificada na restrição

<sup>8</sup>  $R^* = \frac{\pi^*}{\beta}$ ,  $R^*$  é a taxa de juros nominal do estado estacionário, e  $\pi^*$  é a inflação do estado estacionário.

<sup>9</sup> Ou seja, um Regime de Metas de Inflação estrito

orçamentária do governo, e resolvendo:

$$E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \hat{\pi}_{t+j} = \left( \frac{1}{1 - \alpha_\pi \beta} \right) \left[ \hat{b}_{t-1} - (1 - \beta) E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \hat{s}_{t+j} + E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \varepsilon_{t+j}^M \right] \quad (1.18)$$

De acordo [Leeper e Leith \(2016, p.31\)](#), apesar da equação acima não ser um equilíbrio, ainda assim é possível obter duas conclusões importantes: i) o valor presente esperado da inflação será maior quanto maior for o nível inicial da dívida, menor a expectativa de superávits futuros, ou maior o choque de política monetária; ii) quanto maior a resposta da política monetária à inflação (ou seja, maior  $\alpha_\pi$ ), maior será a inflação esperada. Ou seja, a principal conclusão prévia que se pode obter é que uma política monetária restritiva, ao invés de combater a inflação, na verdade acaba por aumentá-la.

Na situação em que os preços são flexíveis,  $\kappa = \infty$ , ou seja  $\hat{y}_t \equiv 0$ , a inflação de equilíbrio será dada pela substituição da expectativa de inflação da equação acima<sup>10</sup>, portanto,

$$\hat{\pi}_t = \hat{b}_{t+1} + \beta(1 - \alpha_\pi \beta) E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \varepsilon_{t+j}^M - (1 - \beta) E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \hat{s}_{t+j} \quad (1.19)$$

Ou seja, a taxa de inflação hoje depende do nível inicial da dívida, dos choques de política monetária, e do nível esperado do superávit. Quanto maior a dívida, menor o superávit esperado, ou se é esperado que a política monetária seja mais restritiva no futuro (representada por  $\varepsilon_{t+j}^M$ ), então maior será a inflação hoje.

Para o caso em que os preços são rígidos, ou seja,  $0 < \kappa < \infty$ , a derivação é mais complicada.<sup>11</sup> Para nossa exposição, é suficiente mostrar que a inflação de equilíbrio será determinada por

$$\hat{\pi}_t = \left( \frac{1 - \lambda_1 \beta}{1 - \alpha_p i \beta} \right) \left[ \hat{b}_{t-1} - \left( \frac{1 - \beta}{1 - \beta \mathcal{B}^{-1}} \right) \hat{s}_t \right] + \left[ \frac{1 - \lambda_1 \beta}{1 - \alpha_p i \beta} - \frac{\sigma \kappa}{-\lambda_2} \frac{1}{(1 - \lambda_2^{-1} \mathcal{B}^{-1})} \right] \frac{1}{1 + \beta \mathcal{B}^{-1}} \varepsilon_t^M \quad (1.20)$$

onde  $\mathcal{B}^{-j} x_t \equiv E_t x_{t+j}$ , e  $|\lambda_1| < 1$ ,  $|\lambda_2| > 1$  são as raízes da equação de segunda ordem que relaciona a equação de Euler, a curva de Phillips e a regra de política monetária<sup>12</sup>.

<sup>10</sup> A solução para a expectativa de inflação é dada pela substituição da relação de Fisher,  $\hat{R}_t = E_t \hat{\pi}_{t+1}$ , na regra de política monetária e, portanto, a taxa de inflação esperada em  $t$  para o período  $t + j$  dependerá da diferença da taxa de inflação corrente em relação ao valor de equilíbrio, bem como dos choques de política monetária corrente e futuros.

$$E_t \hat{\pi}_{t+j} = \alpha_\pi^j \hat{\pi}_t + \alpha_\pi^{(j-1)} \varepsilon_t^M + \alpha_\pi^{(j-2)} \varepsilon_{t+1}^M + \alpha_\pi^{(j-3)} \varepsilon_{t+2}^M + E_t \varepsilon_{t+j-1}^M$$

<sup>11</sup> Para maiores detalhes ver [Leeper e Leith \(2016, p.33\)](#).

<sup>12</sup>

$$E_t \hat{\pi}_{t+j} = \alpha_\pi^j \hat{\pi}_t + \alpha_\pi^{j-1} \varepsilon_t^M + \alpha_\pi^{j-2} E_t \varepsilon_{t+1}^M + \alpha_\pi^{j-3} E_t \varepsilon_{t+2}^M + E_t \varepsilon_{t+j-1}^M$$

Portanto, uma política monetária agressiva, representada por valores altos de  $\alpha_\pi$ , afeta o equilíbrio fazendo com que o impacto da dívida e de choques monetários sejam ainda maiores sobre a inflação, bem como tornando-os mais persistentes.

Em relação a esse modelo, a principal conclusão de [Leeper e Leith \(2016\)](#) é que

if fiscal policies set surpluses exogenously, monetary policy is impotent to offset fiscal effects on inflation. And adopting a more hawkish monetary policy stance has the perverse effect of amplifying and propagating the effects of shocks on inflation. ([LEEPER; LEITH, 2016](#), p. 33)

Nesse modelo Novo-Keynesiano, a política fiscal afeta o produto através da expectativa de inflação presente na curva de demanda agregada, diminuindo a taxa real de juros ex ante e, dessa forma, impulsionando consumo e produção. Portanto, seja em um modelo em que os preços são rígidos, ou plenamente flexíveis, é necessário que haja um reforço da política fiscal para que o objetivo de controle da inflação seja plenamente alcançado pelo Banco Central.

Ademais, no modelo analisado o Banco Central se compromete previamente a uma regra de política monetária, sem levar em consideração o tamanho da dívida. O efeito do choque fiscal não ocorre por desvios da condução da política monetária, mas devido ao seu efeito sobre a riqueza dos agentes e sua decisão de consumo. Portanto, o simples compromisso do Banco Central com a estabilidade da taxa de inflação não é condição suficiente para que, de fato, o crescimento do nível de preços esteja sob controle.

## 1.2 DOMINÂNCIA FISCAL E PRINCÍPIO DE TAYLOR

Do modelo exposto na seção anterior, podemos inferir que, sob dominância fiscal, o princípio de [Taylor \(1993\)](#) não pode ser aplicado à condução da política monetária, pois caso haja uma resposta agressiva da taxa de juros nominal ao aumento da inflação, na verdade o seu efeito será amplificador, e não de contenção do nível de preços.

Para corroborar tal conclusão, [Woodford \(1996, p.16\)](#) realiza duas simulações de dados para um modelo parecido com o apresentado na seção anterior<sup>13</sup>, e chega a resultados interessantes para nossa análise. Definindo a política fiscal como exógena (ou seja, o déficit seguirá processo estocástico sem correlação com a dívida, taxa de juros, ou inflação), e assumindo que os parâmetros de política na equação 1.13 como  $\alpha_\pi = \alpha_y = 0.1$ , primeiramente, um choque de 20% no déficit do governo resulta em aumento da inflação de 0% para 1% ao ano, e aumento do produto real também de 0% para 1% ao ano. A taxa nominal de juros aumenta apenas em 20 pontos base, o que ocasiona a queda da taxa real de juros em 20 pontos base. Apesar do impacto do aumento da inflação sobre a

---

<sup>13</sup> [Woodford \(1996\)](#) inclui a moeda na função de utilidade dos agentes, bem como na restrição orçamentária do governo. Contudo, nesse modelo, como a política monetária opera por meio da determinação da taxa de juros, a oferta de moeda se torna endógena. Nesse sentido, a inflação não surge do excesso de oferta de moeda, mas é causa do aumento desta.

dívida nominal existente, há um aumento da dívida real no segundo período, que, por sua vez, diminuirá ao longo dos meses em decorrência do processo de reajuste da taxa real de juros, dado que a inflação persistirá acima do valor de equilíbrio pelos próximos meses. O resultado mais importante é que, na ausência de outros choques, a economia tende a voltar naturalmente aos seus valores de equilíbrio nos próximos anos.

Na segunda simulação, os parâmetros são mudados para equivaler a uma política monetária mais agressiva. Assim,  $\alpha_\pi$  passa a ser 0.9, e  $\alpha_y = 0.5$ . Como resultado, Woodford (1996, p.19) mostra que, sob esses parâmetros, o mesmo choque sobre o déficit do governo leva a uma taxa de inflação mais elevada (2%), necessitando de mais tempo para que ela reverta ao seu valor original (mais de 60 anos). Além disso, como a resposta de política exige um aumento significativo da taxa de juros, a dívida real do governo aumenta consideravelmente porque é necessário que se venda mais títulos no mercado aberto para aumentar a taxa de juros, e também, porque o aumento da taxa de juros nominal evita que haja uma queda significativa da taxa de juros real, fazendo com que o serviço da dívida real fique maior, e as transferências para os consumidores continuem altas. Como consequência, a dívida real e inflação demoram muito mais tempo para reverterem ao seu valor inicial.

Portanto, Woodford (1996) mostra que, se a política fiscal não obedece à equivalência Ricardiana, então quanto mais restritiva for a política monetária, mais intenso e prolongado será o efeito de choques fiscais sobre a dívida real e inflação. Portanto, é preferível que a política monetária seja acomodatória, no sentido de elevar menos a taxa nominal de juros em resposta à inflação, em linha com a análise proposta por Leeper (1991).

Loyo (1999), ao utilizar o exemplo do período de inflação alta no Brasil, durante as décadas de 1980, analisa a dinâmica para a taxa de inflação em uma economia como a descrita pelos modelos da TFNP, e chega à conclusão de que uma política monetária que responda agressivamente às variações da taxa de inflação leva a uma explosão desta, não sendo suficientes para garantir a estabilidade quando assumida a hipótese não-Ricardiana.

Portanto, Loyo (1999) interpreta o descontrole da taxa de inflação no Brasil como resultado da interação entre política fiscal e monetária ambas ativas. De acordo com Loyo (1999, p.13), a explosão da inflação é resultante do aumento frequente da taxa de juros nominal pela autoridade monetária em um patamar que, se a inflação se mantivesse constante, a taxa real de juros seria muito alta para haver equilíbrio. Tal resultado foi denominado por como *Tight Money Paradox*<sup>14</sup>. Para este autor, o controle da inflação só foi possível devido à reforma monetária, com a introdução de uma moeda indexada, que pôde reduzir drasticamente a taxa de juros nominal, de volta ao nível que seria compatível com taxas de inflação baixas.

<sup>14</sup> Contudo, se a inflação inicial for menor do que a inflação de equilíbrio, a dinâmica do modelo fará com que haja um processo deflacionário.



Ou seja, a conclusão que se chega é contrária às proposições convencionais sobre política monetária. Logo, a tese de [Sargent e Wallace \(1981\)](#) de que um banco central comprometido fortemente com a estabilidade de preços seria suficiente para disciplinar a autoridade fiscal não vale para uma economia em que haja dominância fiscal.

[Kumhof, Nunes e Yakadina \(2008\)](#) simulam os efeitos da condução da política monetária e fiscal em relação à determinação e equilíbrio único do nível de preços, se a taxa de juros nominal respeita o limite inferior igual a zero, à variância da inflação, e à função de bem-estar do Banco Central. Os autores seguem modelo e calibragem como propostos por [Schmitt-Grohé e Uribe \(2004\)](#).

O primeiro conjunto de combinações de políticas analisado pelos autores corresponde a uma política monetária que determina a taxa de juros em resposta ao desvio do produto e inflação em relação às suas metas, e uma política fiscal que aumenta de impostos sobre o trabalho em resposta a desvios, com defasagem de um ano, da dívida do governo em relação a uma meta para ela<sup>15</sup>. Os autores destacam que esse tipo de política assegura solvência fiscal no longo prazo. Sob essa combinação de políticas, haverá determinação de equilíbrio único do nível de preços em duas situações: a primeira equivale a quando a política fiscal é passiva e a política monetária ativa, ou seja, quando o coeficiente de resposta dos impostos à dívida é significativamente maior do que zero, e o coeficiente de resposta da taxa de juros à inflação maior do que um. Esse tipo de política fiscal garante a solvência da dívida, enquanto a política monetária garante a estabilidade de preços. A segunda combinação é quando a política fiscal é ativa e a política monetária passiva; nesse caso, o coeficiente de resposta dos impostos à dívida é significativamente menor do que zero, e o coeficiente de resposta da taxa de juros à inflação menor do que um. Ambos os casos são compatíveis com os resultados de [Leeper \(1991\)](#)

Em relação ao limite inferior da taxa de juros, os autores veem que esta restrição não é violada para uma boa parte das combinações de política testadas. Os pontos mais interessantes da análise dos autores é que, ao computar o bem-estar para os diversos tipos de política, encontram que geralmente a perda de bem-estar é menor quando a política fiscal é passiva e a política monetária é ativa do que quando a política fiscal é ativa e a política monetária passiva. Ademais, também encontram que uma política monetária ativa consegue estabilizar a volatilidade da inflação melhor do que em comparação às combinações em que a política fiscal é ativa<sup>16</sup>.

<sup>15</sup> Os autores definem a política monetária da seguinte forma:

$$\ln\left(\frac{R_t}{R^*}\right) = \phi_\pi^R \ln\left(\frac{\pi_t}{\pi^*}\right) + \phi_y^R \ln\left(\frac{y_t}{y^*}\right)$$

E a política fiscal como:

$$\tau_t = \tau^* + \phi_\alpha^\tau (\_t - 1 - a^*)$$

onde  $a_{t-1} = (M_{t-1} + R_{t-1}B_{t-1})/P_{t-1}$  é a dívida real do governo, e  $a^*$  é o seu valor no estado estacionário

<sup>16</sup> A melhor combinação de política, segundo os autores, é dada por:  $\ln(R_t/R^*) = 3 \ln(\pi_t/\pi^*)$  e  $\tau_t =$

O segundo conjunto de políticas corresponde a uma política fiscal não-Ricardiana, com déficit definido exogenamente, e uma regra de formação da taxa de juros<sup>17</sup> em que se analisa tanto inflação e produto (como na primeira regra), quanto os gastos do governo (mais especificamente, seu desvio em relação ao valor de *steady state*). A inclusão dos gastos do governo na regra de política monetária não aumenta o subconjunto de políticas para as quais há determinação de equilíbrio único do nível de preços em comparação à regra em que  $\phi_g^R$  é nulo, dado que a PM ainda precisa ser passiva, ou seja, com coeficiente de resposta à inflação menor do que um. Ademais, a inclusão desta variável fiscal aumenta ainda mais as restrições de políticas que rompem o limite inferior à taxa de juros.

A melhor política<sup>18</sup> obtida pelos autores indica que o coeficiente da inflação e do produto são negativos, e apenas o coeficiente dos gastos é positivo. Para que haja maximização do bem-estar, o coeficiente de resposta à inflação deve ser fortemente negativo, significando que um combate agressivo à inflação diminui o bem-estar. Os autores afirmam que, se esse coeficiente estiver acima do seu valor ótimo, a volatilidade da inflação aumenta, viola-se o limite mínimo para a taxa de juros, e ambas taxas real de juros e produto também serão mais voláteis, o que diminui o bem-estar. Portanto, os autores concluem que “*The Taylor principle in this case is not even consistent with determinacy, not to mention the zero lower bound or welfare considerations*” (KUMHOF; NUNES; YAKADINA, 2008, p.14).

O terceiro conjunto de políticas também engloba uma política fiscal não-Ricardiana, mas a regra de determinação da taxa de juros agora depende dos desvios da relação dívida/PIB em relação ao seu valor de equilíbrio<sup>19</sup>. Os autores observam um resultado interessante, e que pode ser trazido para a economia brasileira: se a política monetária for agressiva, com coeficiente de resposta à inflação igual a 1.5, e o coeficiente de resposta à dívida for  $-0.2$ , então o desvio padrão da inflação será de 4.1, o que exigirá uma taxa de juros maior do que 8,2% em média (KUMHOF; NUNES; YAKADINA, 2008, p.15). Ou seja, sob dominância fiscal, uma política monetária agressiva exigiria uma elevada taxa de juros, e causaria alta volatilidade da inflação e, por isso, levaria a uma perda de bem-estar maior. Contudo, os autores também observam que, sob regime de dominância fiscal, a inclusão da dívida diminui a perda de bem-estar quando comparado a regras sem variável fiscal.

---

$\tau^* + 0,36(a_{t-1} - a^*)$ .

<sup>17</sup> A nova regra de política monetária terá a forma

$$\ln\left(\frac{R_t}{R^*}\right) = \phi_\pi^R \ln\left(\frac{\pi_t}{\pi^*}\right) + \phi_y^R \ln\left(\frac{y_t}{y^*}\right) + \phi_g^R \ln\left(\frac{g_t}{g^*}\right)$$

<sup>18</sup> A regra ótima de política monetária será:  $\ln(R_t R^*) = -0,84 \ln(\pi_t/\pi^*) + \phi_y^R \ln(y_t/y^*) + \phi_g^R \ln(g_t/g^*)$

<sup>19</sup> A nova regra será do tipo

$$\ln\left(\frac{R_t}{R^*}\right) = \phi_\pi^R \ln\left(\frac{\pi_t}{\pi^*}\right) + \phi_y^R \ln\left(\frac{y_t}{y^*}\right) + \phi_g^R \ln\left(\frac{a_{t-1} - a^*}{y^*}\right)$$

A conclusão mais importante dos autores é que a inclusão dos gastos do governo na regra de política monetária não aumenta o conjunto de coeficientes de resposta à inflação que levem a um equilíbrio único. Apesar de a política monetária responder ao nível de dívida, isso ainda não permite que esta seja conduzida de maneira ativa pois, ao se analisar a volatilidade da taxa de inflação com esse tipo de combinação, os autores observam que esta seria extremamente elevada, e que regras que obedece ao princípio de Taylor sempre violam o limite zero à taxa nominal de juros. Como consequência, há queda do bem-estar.

Por fim, os autores afirmam que a inclusão de uma variável fiscal, sob dominância fiscal, de fato melhora o bem-estar. Contudo, também ressaltam que essa melhora é muito pequena em comparação à melhora que haveria com reformas fiscais, e a adoção de um regime Ricardiano.

### 1.3 CONCLUSÃO

A importância da TFNP surge pois ela provê uma forma de entender a dinâmica do nível de preços em um mundo onde a demanda e oferta de moeda fiduciária não exerce mais um papel tão crucial (economias *cash-less*), e quando a visão quantitativa tradicional não se aplica. Tais modelos conseguem explicar porque houve um aumento da inflação nos EUA na segunda metade da década de 1950, mesmo antes do aumento do déficit do governo norte-americano, mas devido à expectativa de guerra na Coreia (WOODFORD, 2001), bem como fornecem uma explicação para a aceleração inflacionária que ocorreu no Brasil na década de 1980 (LOYO, 1999).

De sua análise, vemos que, se o governo não levar em consideração a questão da solvência fiscal, então a política monetária estará prejudicada. Nesse sentido, se a política fiscal não reage à dívida do governo, então, pelo menos em teoria, a política monetária perderia sua capacidade de controlar o nível de preços (ou a taxa de juros real).

De acordo com o exposto nas seções anteriores, sob dominância fiscal, a autoridade monetária é a única entidade capaz de assegurar não apenas a estabilidade de preços, mas a solvência fiscal. Ou seja, deve definir uma taxa de juros que garanta a solvência fiscal através do nível de preços. Devido a esse motivo, é natural supor que a autoridade monetária leve em consideração variáveis fiscais, como a dívida, na formulação de sua política, pois assim aumentaria sua habilidade de reagir agressivamente à inflação.

Em relação a qual variável fiscal deveria ser usada para a definição da política monetária, Kumhof, Nunes e Yakadina (2008), como já mostrado, encontram evidências de que seria preferível a relação dívida/PIB. Canzoneri, Cumby, B. Diba et al. (2002) também afirmam que a FTPL provê argumentos lógicos para que a dívida, e não o déficit corrente, seja vista como o principal fator de preocupação, no sentido de que evidenciaria a disciplina (ou a sua falta) fiscal.

Por fim, o que se procurou ressaltar é que, sob regime de dominância fiscal, um banco central comprometido com a inflação não é suficiente para que haja estabilidade. Na verdade, quanto maior a sua resposta à inflação, pior será o efeito sobre o nível de preços, fazendo que a economia entre em uma trajetória inflacionária explosiva. É importante salientar também que, ao impactar a economia através da riqueza dos agentes, a TFNP é aplicável inclusive a países cuja receita de senhoriagem é muito baixa, tratando a inflação como um fenômeno unicamente fiscal.

## 2 METODOLOGIA E RESULTADOS

Até agora foram apresentados motivos teóricos para a inclusão da variável fiscal na regra de política monetária. Entretanto, a literatura empírica sobre a TFNP, principalmente aqui no Brasil, tem se focado em estimações de dominância fiscal ou monetária, dando menos importância ao comportamento dos Bancos Centrais. A segunda parte deste trabalho visa, então, colaborar com essa análise.

Em relação a estudos internacionais, o mais interessante para nossa análise é o artigo de [Hallett e Lewis \(2015\)](#), em que os autores estimam uma Regra de Taylor para o Banco Central Europeu de 1999 a junho de 2008. Sua principal conclusão é que, de acordo com os resultados das análises em que se usa *real time data*, o Banco Central Europeu estaria preocupado com possíveis desequilíbrios fiscais dos países membros. Porém, a variável que se mostrou significativa é a relação dívida/PIB ao invés do superávit. Dessa forma, os autores puderam inferir que não há uma resposta à situação fiscal corrente (representada pelo superávit), mas à sustentabilidade da dívida no longo prazo. Ademais, segundo os autores, os resultados da análise dos sinais dos coeficientes sugerem que a política monetária seja ativa, como proposto por [Leeper \(1991\)](#), pois em todas as regressões estimadas verificou-se que o princípio de Taylor é respeitado.

Todavia, quando os autores analisam dados *ex post*, as conclusões são um pouco diferentes. Por exemplo, o coeficiente para a projeção da dívida aparece com sinal negativo, o que implicaria em uma redução da taxa de juros quando fosse esperado o aumento desta. Entretanto, ao estimarem nova regressão com o nível corrente da dívida, veem que o seu coeficiente é significativo e positivo, o que indica que a política monetária tenta contrabalançar os efeitos fiscais passados. Portanto, os autores concluem que, ao utilizarem dados *ex post*, há indícios de que o Banco Central Europeu tenha conduzido a política monetária de maneira acomodatória. Porém, tais conclusões estariam viesadas devido ao uso de dados *ex post*.

Por fim, os autores constatam que é possível rejeitar a hipótese de que a política monetária acomoda a política fiscal expansionista, e que, portanto, o Banco Central Europeu de fato tem agido de maneira a responder e contrabalançar a expectativa de aumento da dívida, bem como preservar sua sustentabilidade.

Para o Brasil, [Gomes, Holland et al. \(2003\)](#) analisam a relação entre a política monetária e a dívida pública para o período de janeiro de 1999 a maio de 2003, e encontram que não é possível rejeitar a hipótese de que o Banco Central leva em consideração o nível da dívida pública quando define a taxa de juros básica. Em seu artigo, os autores verificam que, para o período analisado, os testes de causalidade de Granger corroboram essa hipótese, e a análise da decomposição da variância mostra, inclusive, que a relação dívida/PIB influencia mais a variância dos erros de previsão da Selic do que as variáveis

inflação, hiato do produto, e câmbio. Ademais, através da função de impulso-resposta, mostrou-se que a inflação também é influenciada positivamente em decorrência de choques da dívida, ou seja, um aumento da dívida levaria ao aumento da taxa de inflação. Por fim, os autores concluem que “a política monetária adotada no Brasil a partir de 1999 segue uma dinâmica que interage a regra de Taylor, mas enfraquecida pelo volume e perfil da dívida pública federal”. Portanto, “a reação do Banco Central às oscilações inesperadas da inflação e do produto passam a ficar fortemente condicionadas às alterações na relação dívida/PIB” (GOMES; HOLLAND et al., 2003, p. 355).

Não obstante, ainda são poucos os estudos nacionais recentes que se dedicam a analisar o impacto da dívida na função de reação do Banco Central do Brasil. Talvez exista essa lacuna devido ao fato de que, até o ano de 2014, as contas públicas vinham apresentado resultados positivos, com expressiva queda da relação dívida/PIB. Tal movimento foi rompido durante a crise de 2008, mas a tendência de queda e o patamar mais baixo da dívida persistiu até o começo de 2014, quando se nota um aumento de mais de 22 pontos percentuais até abril de 2017.

Ademais, o próprio nível de preços estava relativamente sob controle (pelo menos ainda dentro do intervalo de tolerância), à exceção do segundo semestre de 2011. Contudo, vemos que o IPCA começa a ficar recorrentemente acima do teto da meta também a partir do meio do ano de 2014. Em relação à taxa de juros Selic, sua tendência de queda é revertida na reunião do Copom de maio de 2013 (quando passa de 7,5% para 8,0% ao ano), e mantida até julho de 2015, quando chega ao valor de 14,25% ao ano. Apesar de a inflação ainda continuar acima do teto, o Banco Central manteve a taxa de juros oscilando entre 12,7% e 14,9% até dezembro de 2016, apesar de tanto o Ipca quanto a expectativa de inflação para os próximos doze meses já estarem indicando queda do ritmo de aceleração do nível de preços. Apenas em 2017 o Bacen começou de fato a diminuir a taxa de juros.

Isto posto, o mais interessante a ser analisado, dentro do arcabouço da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP), é se o Banco Central do Brasil leva em consideração o tamanho da dívida pública como proporção do PIB quando toma sua decisão em relação à Selic. Mais especificamente, é pertinente verificar se a política monetária tem sido conduzida, durante o período de metas de inflação, de maneira ativa, e se essa característica foi alterada devido aos acontecimentos fiscais recentes.

Para isso, será realizada uma investigação empírica, acerca do comportamento do Banco Central, com o objetivo de analisar os dados da economia brasileira de inflação, juros, dívida pública, câmbio e produto, utilizando-se modelo VAR com parâmetros variantes no tempo, como proposto por Primiceri (2005) e Del Negro e Primiceri (2015). Tal metodologia pode ser considerada mais robusta pois permite que, além dos parâmetros, a matriz de variância e covariância variem no tempo, o que possibilita melhor análise das relações contemporâneas entre as variáveis do sistema. Essa metodologia tem sido am-

plamente utilizada, e cada vez mais desenvolvida, pela literatura de análise da dinâmica macroeconômica e principalmente para modelos de previsão.

Por exemplo, [Baumeister, Durinck e Peersman \(2008\)](#) estima um TVP-VAR para a zona do Euro para avaliar o impacto de choques positivos de liquidez sobre a atividade econômica, preço dos ativos e inflação ao longo do tempo. [Nakajima, Shiratsuka, Teranishi et al. \(2010\)](#) utiliza essa metodologia para analisar o efeito da política de comprometimento à taxa de juros zero do Banco Central do Japão. Por sua vez, [Abdullahi et al. \(2016\)](#) analisa o impacto da política monetária sobre inflação, reservas cambiais e produto real da Nigéria, e [Arratibel e Michaelis \(2014\)](#) analisa a resposta do produto e dos preços a choques na taxa de juros e taxa de câmbio na Polônia.

Para o Brasil, temos o artigo de [Balbino, Colla e Teles \(2011\)](#) que analisa se houve mudança na condução da política monetária durante o período de 1999 a 2009. A diferença entre aquele e este trabalho será, além da periodicidade, a inclusão de uma variável fiscal e da taxa de câmbio na função de reação da política monetária. Aqui também será dada maior ênfase nas respostas de curto prazo das variáveis devido à sua maior importância empírica.

## 2.1 METODOLOGIA

O modelo apresentado por [Primiceri \(2005\)](#) é um modelo de séries de tempo multivariado, com a possibilidade de que tanto os coeficientes das variáveis explicativas quanto a matriz de variância-covariância dos choques variem ao longo do tempo (TVP-VAR). De acordo com o autor, ao permitir que todos os parâmetros sejam variáveis, abre-se a possibilidade de que os próprios dados determinem se a variação na estrutura modelo ocorreu devido a mudanças do tamanho dos choques (ou seja, no tamanho do impulso), ou no mecanismo de propagação destes choques (ou seja, na resposta das variáveis aos impulsos produzidos pelas demais variáveis) ([PRIMICERI, 2005](#), p.4).

Em [Primiceri \(2005, p. 4\)](#), o autor apresenta um modelo VAR da seguinte forma

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + u_t, \quad t=1, \dots, T. \quad (2.1)$$

onde  $y_t$  é vetor  $n$ -dimensional de variáveis dependentes;  $c_t$  é vetor  $n \times 1$  de coeficientes variantes no tempo que multiplicam termos constantes;  $B_{i,t}$ ,  $i = 1, \dots, k$ , são matrizes  $n \times n$  de coeficientes variantes no tempo;  $u_t$  são choques não observáveis e heterocedásticos, com matriz de variância-covariância  $\Omega_t$ . Para transformar a forma reduzida dos choques  $u_t$  em choques estruturais  $\varepsilon_t$ , sem perda de generalidade, pode-se usar a redução triangular de  $\Omega_t$  como a seguir:

$$A_t \Omega_t A_t' = \Sigma_t \Sigma_t \quad (2.2)$$

onde  $A_t$  é matriz triangular da seguinte forma:

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ \alpha_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ \alpha_{n1,t} & \dots & \alpha_{nn-1,t} & 1 \end{bmatrix}$$

e  $\Sigma_t$  é a matriz diagonal:

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{n,t} \end{bmatrix}$$

Usando essas transformações, podemos reescrever o VAR como a seguir:

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{k,t}y_{t-k} + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t \quad (2.3)$$

onde  $\varepsilon_t \sim N(0, I_{ny})$

De modo alternativo, porém equivalente, podemos reescrever o lado direito de 2.3 de forma vetorial, obtendo

$$\begin{aligned} y_t &= X_t' B_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t \\ X_t' &= I_n \otimes [1, y_{t-1}', \dots, y_{t-k}'] \end{aligned} \quad (2.4)$$

onde o símbolo  $\otimes$  representa o produto de Kroneker.

É importante notar que, no tipo de abordagem proposta por [Primiceri \(2005\)](#), a matriz  $A_t$  varia ao longo do tempo. Se esta fosse constante, o efeito simultâneo dos choques seria o mesmo para todo o período. No entanto, como explica [Primiceri \(2005, p. 5\)](#), esse efeito não é desejável dado que o objetivo é observar como as variáveis interagem ao longo do tempo dentro de um sistema de equações simultâneas.

Para que os parâmetros variem ao longo do tempo, é necessário definir como ocorre sua dinâmica. [Primiceri \(2005, p. 6\)](#) define que esta seja da seguinte forma<sup>1</sup>:

<sup>1</sup>  $\alpha_t$  é vetor de elementos da matriz  $A_t$  diferentes de zero e um, e  $\sigma_t$  é vetor dos elementos da diagonal da matriz  $\Sigma_t$



$$B_t = B_{t-1} + \nu_t, \text{ onde } \nu_t \sim N(0, Q) \quad (2.5)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t, \text{ onde } \zeta_t \sim N(0, S) \quad (2.6)$$

$$\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t, \text{ onde } \eta_t \sim N(0, W) \quad (2.7)$$

Ou seja,  $B_t$ ,  $A_t$  seguem um passeio aleatório <sup>2</sup>, ao passo que,  $\sigma_t$  segue um passeio aleatório geométrico <sup>3</sup>, fazendo parte da classe de modelos conhecidos como volatilidade estocástica <sup>4</sup>.

Assume-se também que todos os choques do modelo possuem distribuição conjunta normal, com a seguinte hipótese sobre a matriz de variância-covariância:

$$V = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix} \quad (2.8)$$

onde  $I_n$  é matriz identidade  $n$  dimensional,  $Q$ ,  $S$  e  $W$  são matrizes positivas definidas. Como hipótese adicional, será assumido que  $S$  é bloco diagonal, com os blocos correspondendo ao parâmetros das equações separadamente <sup>5</sup>. Em relação à matriz  $V$ , apesar de informar que as restrições impostas poderiam ser diferentes, ou seja,  $V$  não necessariamente precisa ser uma matriz diagonal, o autor a define da forma exposta acima por dois motivos: o primeiro deve-se ao fato de que o modelo já possui muitos parâmetros a serem estimados; dessa forma, adicionar novos parâmetros aos elementos fora da diagonal principal da matriz  $V$  faria com que fosse necessário especificar uma priori sensível

<sup>2</sup> Primiceri (2005, p. 6) afirma que, apesar de passeios aleatórios atingirem o limite superior ou inferior com probabilidade igual a um, esta hipótese possui a vantagem de diminuir o total de parâmetros a serem estimados, além de focar-se em suas mudanças permanentes.

<sup>3</sup> Note que, como  $\sigma$  é o desvio padrão, entrando no modelo de forma multiplicativa, é necessário fazer a seguinte transformação: aplicar raiz quadrada e o logaritmo nos elementos matriz  $H_t$ ,

$$H_t = \begin{bmatrix} \log(\sigma_{1,t}^2) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \log(\sigma_{2,t}^2) & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \log(\sigma_{n,t}^2) \end{bmatrix}$$

de forma que  $H_t = H_{t-1} + \eta_t$  siga um passeio aleatório. Portanto,  $\sigma_t$  seguirá um passeio aleatório geométrico.

<sup>4</sup> De acordo com Primiceri (2005, pág. 6), esse tipo de modelagem é uma alternativa aos modelos ARCH; a principal diferença estaria no fato de as variâncias geradas por 2.7 serem elementos não observáveis.

<sup>5</sup> Com essa hipótese, Primiceri (2005, pag. 7) assume que as relações contemporâneas entre as variáveis evoluem independentemente em cada equação. Apesar desta não ser crucial, o autor afirma que acaba por simplificar a inferência e aumenta a eficiência do algoritmo de estimação. Ademais, o autor também analisa o caso geral, onde  $S$  é irrestrito.

o suficiente para evitar que ocorra erro de determinação desses parâmetros. O segundo, seria para evitar interpretações estruturais dos choques, uma vez que  $V$  está definida de forma a permitir que haja correlações genéricas entre as diferentes fontes de incertezas (PRIMICERI, pag. 7).

Temos, então, um sistema composto pelas equações 2.4, 2.5, 2.6 e 2.7, pertencendo à classe de modelos de estado-espço. A equação de medida é 2.4, onde temos a regressão dos dados observados em relação a parâmetros não observados; as demais são equações de estado que, nesse caso, são distribuições de probabilidade que descrevem a dinâmica desses parâmetros.

Para estimar o modelo, serão empregadas técnicas Bayesianas para a avaliação dos parâmetros de interesse, ou seja,  $B^T$ ,  $A^T$ ,  $\Sigma^T$  e os hiperparâmetros da matriz de variância-covariância  $V$ . Dentre os motivos apresentados por Primiceri (2005, pag. 7) para a escolha dessa abordagem, podemos citar o fato deste modelo possuir componentes não observáveis, tornando difícil fazer a distinção entre parâmetros e choques, e também apresentar espaço dimensional grande e equações de estado não-lineares para a volatilidade estocástica, o que torna a função de verossimilhança é intratável<sup>6</sup>, impedindo a estimação por máximo verossimilhança. De acordo com o autor, métodos Bayesianos conseguem solucionar melhor ambos os problemas. Particularmente no nosso caso, técnicas Bayesianas retornam melhores estimativas também pelo fato de haver poucas observações na amostra.

A utilização de métodos de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC), no nosso caso específico o método de amostragem de Gibbs para análise numérica posteriori dos parâmetros de interesse, torna a estimação menos complexa, pois é possível simulá-los através de sua posteriori condicional ao invés da posteriori conjunta de todo o conjunto de parâmetros.

Vale ressaltar que MCMC é um método de suavização onde se utiliza todos os dados da amostra para a estimativa dos parâmetros. De acordo com Primiceri (2005, p.8), estimadores suavizados são mais eficientes quando o objetivo é se obter a distribuição dos estados não observáveis ao longo do tempo<sup>7</sup>.

### 2.1.1 PRIORIS E ORDENAÇÃO

Seguindo a metodologia proposta por Primiceri (2005), as priores utilizadas para esse trabalho são as apresentadas na tabela 1. De acordo com o autor, essas distribuições foram escolhidas pois, além de serem convenientes de serem aplicadas, também são intuitivas e amplamente utilizadas pela literatura (PRIMICERI, p.8).

<sup>6</sup> Ou seja, a demanda computacional para sua solução é muito grande.

<sup>7</sup> De acordo com Primiceri (2005, p.8), métodos de estimação por filtro de partículas são mais apropriados para quando se deseja realizar o diagnóstico do modelo e obter as funções de verossimilhança marginais, ou para realizar previsão.

Tabela 1 – Prioris

Parâmetro	Descrição	Família da priori	Coefficiente
$B_0$	Parâmetros iniciais	$N(\hat{B}_{MQO}, k_B \times \hat{V}(\hat{B}_{MQO}))$	$k_B = 4$
$A_0$	Covariância inicial	$N(\hat{A}, k_A \times \hat{V}(\hat{A}_{MQO}))$	$k_A = 4$
$\log \sigma_0$	Log-volatilidade inicial	$N(\log \hat{\sigma}_{MQO}, k_\sigma \times I_n)$	$k_\sigma = 1$
$Q$	VCV dos choques sobre $B_t$	$IW(k_Q^2 \times pQ \times \hat{V}(\hat{B}_{MQO}), pQ)$	$k_Q = 0.01, pQ = T_0$
$W$	VCV dos choques sobre $\log \sigma_t$	$IW(k_W^2 \times pW \times I_n, pW)$	$k_W = 0.01, pW = n + 1$
$S_j, j = 1, \dots, n - 1$	VCV dos choques sobre $A_t$	$IW(k_S^2 \times pS_j \times \hat{V}(\hat{A}_{j, MQO}), pS_j)$	$k_S = 0.01, pS_j = j + 1$

Primeiramente, assume-se que os estados iniciais dos coeficientes, covariâncias, log-volatilidades e hiperparâmetros sejam independentes. As priores para os hiperparâmetros  $Q$ ,  $W$  e os blocos de  $S$  são definidas como uma distribuição de Wishart invertida. Tal escolha se deve ao fato dessa distribuição ser utilizada para o caso multivariado, mas também por haver correlação contemporânea entre as variáveis no sistema. As priores para os estados iniciais dos coeficientes variantes  $p(B_0)$ , relações simultâneas  $p(\alpha_0)$  e logaritmo dos desvios-padrão  $p(\log \sigma_0)$ , são definidas como uma distribuição priori normal, com os parâmetros iniciais obtidos de acordo com os dados<sup>8</sup>.

Em seu artigo, para a calibragem das prioris (ou seja, a escolha dos parâmetros iniciais de  $B_0$  e  $A_0$ ), [Primiceri \(2005\)](#) estima um VAR padrão (coeficientes invariantes) com as primeiras quarentas observações ( $T_0 = 40$ ). Uma vez obtidos os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO), pode-se calibrar as distribuições prioris para os parâmetros, covariâncias e log-volatilidades iniciais.

Como apresentado na tabela 1, para  $B_0$  sua média será o coeficiente estimado por mínimos quadrados ordinários ( $\hat{B}_{MQO}$ ), e a variância será quatro vezes a variância do VAR padrão ( $\hat{V}(\hat{B}_{MQO})$ ). A priori para  $A_0$  é obtida também através das estimativas iniciais do VAR padrão. Para  $\log \sigma_0$ , a média da priori é definida como o logaritmo da estimativa do desvio padrão do VAR invariante, e a matriz de variância-covariância é definida arbitrariamente como uma matriz identidade.

Os graus de liberdade para as prioris de  $W$  e  $S$  são definidas como a dimensão de cada matriz mais um, devido ao fato de que, para que a distribuição inversa de Wishart seja própria, os graus de liberdade devem ser maiores do que a dimensão das matrizes. Já os graus de liberdade de  $Q$  são iguais ao tamanho da amostra inicial utilizada para o VAR padrão. Em [Primiceri \(2005\)](#), as matrizes de escala dessas distribuições,  $\bar{Q}$ ,  $\bar{W}$  e  $\bar{S}_j$ , são definidas como uma fração da variância obtida via MQO da amostra inicial (multiplicada pelos graus de liberdade). Além disso,  $k_B = 4$ ,  $k_A = 4$ ,  $k_\sigma = 1$ ,  $k_Q = 0.01$ ,  $k_S = 0.1$ ,  $k_W = 0.01$ . Dessa forma, as prioris são não informativas.

No nosso caso, quando estimamos com essa especificação, observamos que os gráficos do desvio padrão das variáveis SÃO muito voláteis, e os gráficos de impulso-resposta das variáveis na maior parte dos períodos não são estatisticamente significativos. De acordo com essa especificação, os movimentos das variáveis selecionadas seriam expli-

<sup>8</sup> Para maiores detalhes sobre a escolha dessas priores, ver [Primiceri \(2005, p.8 e 9\)](#).

cados basicamente pelos choques externos, com a dinâmica interna da economia tendo pouca relevância, o que não condiz totalmente com a teoria e com o observado. Portanto, a especificação que melhor explicou a dinâmica da economia, e que será apresentada na próxima seção, corresponde a  $k_Q = 0.01$ ,  $k_S = 0.01$  e  $k_W = 0.01$ .

Em relação à ordenação, Primiceri (2005, p.9) ressalta que, inicialmente, as hipóteses do modelo sobre 2.4, 2.6, 2.7 e 2.8, conjuntamente com as prioris para  $A$  e  $\sigma$ , fariam com que a ordenação das variáveis no sistema importasse devido à estrutura triangular inferior da matriz  $A_t$ . A questão é que não é possível garantir que a distribuição dos elementos de  $\Omega_t$  seja a mesma para todas as permutações das matrizes  $A_t$  e  $\Sigma_t$ . Esse problema surge principalmente no contexto de um modelo onde a matriz de variância-covariância varia ao longo do tempo; se  $A_t$  fosse invariante, a restrição sobre essa matriz não afetaria a inferência de forma significativa pois a função de verossimilhança se sobreporia à priori. No entanto, Primiceri (2005, p.9) mostra que uma forma de solucionar esse ponto seria impondo uma priori para todas as ordenações possíveis do sistema. Dessa forma, o resultado final do modelo seria obtido de acordo com a soma ponderada pela probabilidade posteriori de cada modelo. Porém, para Primiceri (2005), os resultados obtidos com diferentes ordenações foram similares. No nosso caso também não houve mudança significativa dos principais resultados.

### 2.1.2 MÉTODO DE SIMULAÇÃO

O modelo será estimado através da simulação da distribuição dos parâmetros de acordo com os dados. Para tal, será utilizado algoritmo de Monte Carlo via Cadeias de Markov (MCMC) para gerar amostras da distribuição posteriori conjunta de  $(B^T, A^T, \Sigma^T, V)$ , onde  $B^T = \{B_t\}_{t=1}^T$ , ou seja, a sequência da matriz de parâmetros até o tempo genérico igual a  $T$ <sup>9</sup>. A inovação trazida por Primiceri (2005) consiste no desenvolvimento de um amostrador de Gibbs em quatro estágios que obtém amostras para os parâmetros bem como para a volatilidade. O algoritmo de estimação pode ser resumido da seguinte forma:

- Inicialização do algoritmo = simulação dos valores iniciais de  $A^T$ ,  $\Sigma^T$ ,  $s^T$  e  $V$  de acordo com as prioris;
- Amostrador de Gibbs
  1. Condicional a  $y^T$ ,  $A^T$ ,  $V$  e  $\Sigma^T$ , as equações 2.4 e 2.5 são modelo estado-espço linear Gaussiano e, portanto, a distribuição posteriori condicional de  $B^T$  é produto de distribuições normais e, por isso,  $B^T$  pode ser amostrado através do método proposto por Carter e Kohn (1994), que consiste, basicamente, em um algoritmo *multi-move* de filtragem para frente e amostragem

<sup>9</sup> Similarmente para  $\Sigma^T$  e  $A^T$ .

- para trás (*Forward Filtering Backward Sampling* - FFBS), onde  $B^T$  é obtido de  $p(y^T, B^T | A^T, V, \Sigma^T)$ ;
2. Condicional a  $y^T, B^T, V$  e  $\Sigma^T$ ,  $A^T$  também é produto de distribuições normais e, portanto, também pode ser amostrado da mesma forma que  $B^T$ ;
  3. Dado que  $\Sigma^T$  entra no modelo multiplicativamente, ao aplicarmos transformações algébricas em 2.1 para que este seja linear nas log-volatilidades, acabamos por converter  $\sigma_t$  em  $\sigma_t^2$ , que é vetor de variáveis com distribuição  $\log \chi^2(1)$ . Portanto, para obter amostras dos erros, [Primiceri \(2005\)](#), corrigido por [Del Negro e Primiceri \(2015\)](#), segue o método proposto por [Kim, Shephard e Chib \(1998\)](#), que consiste na transformação de um modelo estado-espço não-linear e não-Gaussiano em um modelo linear e aproximadamente Gaussiano, através da mistura de distribuições normais. Dessa forma, esse estágio deve ser dividido em duas etapas: na primeira, obtenha amostras da variável auxiliar  $s^T$  (que são os pesos atribuídos a cada distribuição normal que compõem a distribuição da log-volatilidade) de  $p(s^T | y^T, \Sigma^T, B^T, A^T, V)$ , utilizando [Kim, Shephard e Chib \(1998\)](#); na segunda, obtem-se amostra de  $\Sigma^T$  através de  $p(\Sigma^T | y^T, B^T, A^T, V, s^T)$  através também de [Carter e Kohn \(1994\)](#);
  4. A posteriori condicional de  $V$  é simulada de maneira padrão pois é produto de distribuições Wishart invertidas independentes, onde  $p(Q, W, S | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) = p(Q | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) \times p(W | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) \times p(S_1 | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T) \times \dots \times p(S_j | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T)$ ;
  5. Repete-se 1 a 4.

## 2.2 RESULTADOS

Para verificar a relação entre dívida pública e taxa de juros, foi estimado um modelo baseado em vetores autoregressivos com parâmetros variantes no tempo e heterocedasticidade da matriz de variância-covariância (TVP-VAR), como proposto por [Primiceri \(2005\)](#) e [Del Negro e Primiceri \(2015\)](#). Além dessas duas variáveis, foram incluídos hiato do produto, câmbio nominal e inflação. O período compreende de janeiro de 2005 a abril de 2017. Os primeiros 24 pontos da amostra foram utilizados para se obter os valores iniciais dos coeficientes e da matriz de variância-covariância ( $T_0 = 24$ ). A defasagem do modelo é apenas de um período<sup>10</sup>, e foram realizadas 55 mil simulações, descartando-se as 5 mil primeiras. Portanto, a estimação Bayesiana inicia-se em fevereiro de 2007.

Para o produto, devido à falta de disponibilidade de dados oficiais do PIB mensal, foi utilizado o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) como uma

<sup>10</sup> Foram realizadas diversas tentativas de estimação com outras defasagens, mas não obtivemos resultados devido a problemas computacionais.

*proxy*. Esse índice, ao incorporar estimativas para a agropecuária, indústria e setor de serviços, pode ser considerado um indicador antecedente para o produto nacional melhor do que, por exemplo, a produção industrial. Como a teoria prevê que seja analisada a diferença entre a taxa de crescimento do produto em relação à taxa de crescimento do produto potencial, primeiramente foi calculado o crescimento acumulado dos últimos doze meses em relação ao mesmo período do ano anterior. Depois, estimou-se o crescimento do produto potencial utilizando o filtro HP, com o auxílio do pacote *mFilter* do software R. O hiato do produto é, portanto, o componente cíclico obtido quando subtraímos a tendência da série observada.<sup>11</sup> Ao analisarmos o crescimento acumulado, estamos supondo que o Banco Central (Bacen) não esteja preocupado com as flutuações de curto prazo do produto, mas com o comportamento da atividade econômica ao longo dos últimos 12 meses.

Para o câmbio, a partir da série da taxa de câmbio nominal média mensal para compra, disponibilizada pelo Ipea, foi calculada a diferença percentual entre meses consecutivos. Nesse sentido, o Bacen estaria mais preocupado com a volatilidade da taxa de câmbio do que com seu nível *per se*.

Para a inflação, foi utilizado o desvio da expectativa média de inflação (IPCA) acumulada para os próximos doze meses em relação<sup>12</sup> à meta definida pelo Conselho Monetário Nacional. Portanto, considera-se que o Banco Central age de acordo com as expectativas dos agentes, seguindo uma regra *forward-looking*, preocupado em ancorar as expectativas do mercado.

A taxa de juros foi definida como a Selic nominal média mensal, divulgada pelo Banco Central, e, então, anualizada. Para a variável fiscal, optou-se pela série da dívida bruta do governo federal, disponível no site do Banco Central, com a metodologia de 2007. Como o que se busca com esse trabalho é a relação entre a taxa de juros e dívida bruta/PIB, optou-se por analisar esta série devido à falta de disponibilidade de dados para a série da com a nova metodologia. Tal decisão foi tomada pois ambas possuem mesmo comportamento e tendência, então pode-se inferir que a taxa de juros também apresentará relação semelhante com ambas. Para essa estimação, foi utilizada a diferença da razão dívida/PIB em relação ao mesmo mês do ano anterior. Portanto, assume-se que o Bacen esteja preocupado com sua estabilidade no longo prazo. À vista disso, flutuações normais que ocorrem durante o ano (por exemplo devido à sazonalidade das receitas e gastos do governo, bem como do próprio produto) não seriam objeto de preocupação da autoridade monetária. Dessa forma, analisar o crescimento da dívida no período de um ano seria uma forma de tentar inferir se o Bacen estaria preocupado com a sustentabilidade fiscal.

A ordem escolhida para o VAR foi dívida/PIB, câmbio, hiato do produto, expec-

<sup>11</sup> Vale ressaltar que a série do IBC-Br inicia-se em janeiro de 2003. Portanto, obtivemos o índice acumulado a partir de 2004 e, apenas a partir de 2005 foi possível calcular o crescimento acumulado dos últimos 12 meses em relação ao mesmo período do ano anterior.

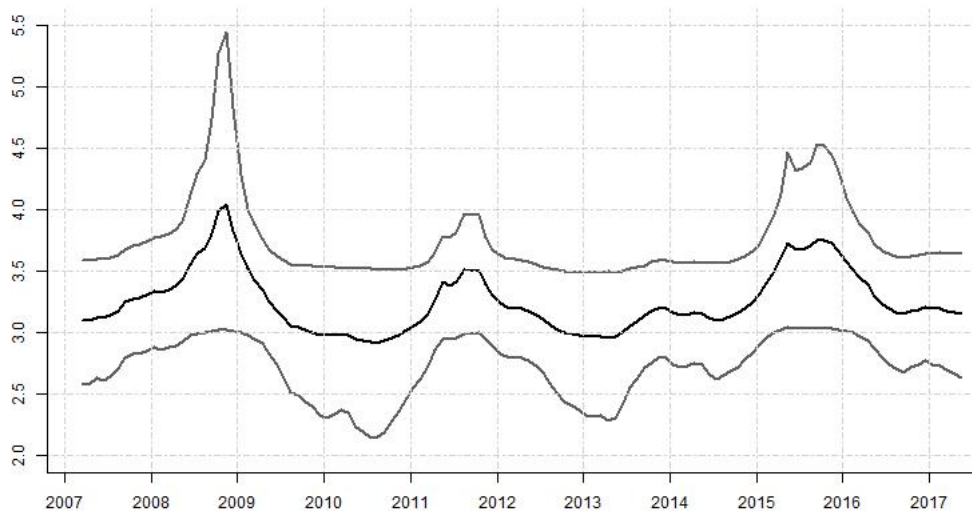
<sup>12</sup> Divulgado pelo boletim *Focus* do Banco Central

**Figura 1 – Média posteriori, com 16º e 84º percentis, do desvio padrão dos resíduos da equação da Dívida**



Fonte: Elaboração própria

**Figura 2 – Média posteriori, com 16º e 84º percentis, do desvio padrão dos resíduos da equação do Câmbio**



Fonte: Elaboração própria

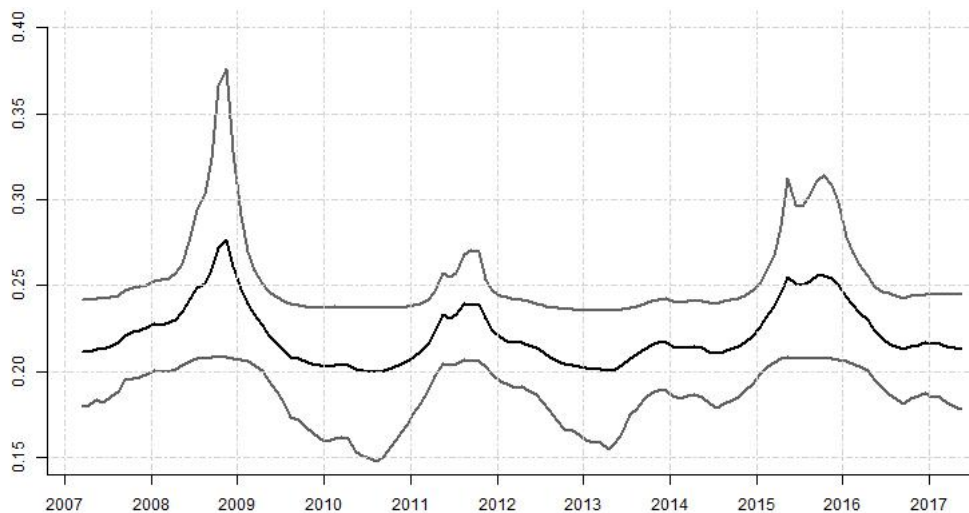
tativa de inflação e taxa Selic. Dessa forma, a dívida foi considerada a variável mais exógena pois esta é uma decisão de política fiscal. Pelo fato de ter suas metas estimadas anteriormente pela Lei Orçamentária Anual, assume-se que esta não é impactada contemporaneamente pelas demais variáveis. Em contrapartida, a dívida pública influencia diretamente o câmbio, através de sua ação sobre o prêmio de risco, e o hiato do produto, por meio do efeito riqueza (consideramos também que o câmbio influencia o hiato do produto via exportações). Conseqüentemente, o hiato do produto afeta a inflação pelo

**Figura 3 – Média posteriori, com 16º e 84º percentis, do desvio padrão dos resíduos da equação do Hiato do Produto**



Fonte: Elaboração própria

**Figura 4 – Média posteriori, com 16º e 84º percentis, do desvio padrão dos resíduos da equação da Expectativa de Inflação**



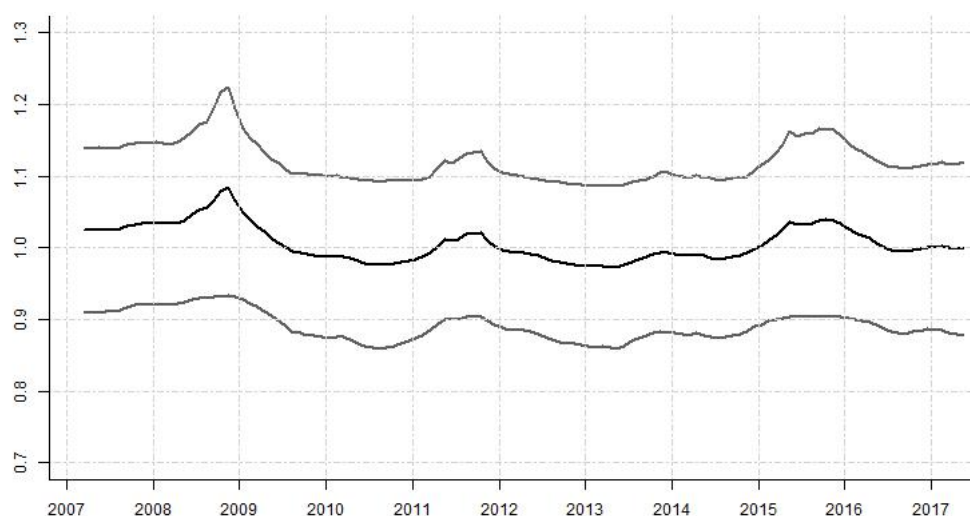
Fonte: Elaboração própria

mecanismo da Curva de Phillips e esta, por sua vez, repercute sobre a taxa de juros através da Regra de Taylor.

O primeiro conjunto de gráficos, composto pelas figuras 1, 2, 3, 4 e 5, apresenta a média posteriori, bem como os 16º e 84º percentis (correspondendo ao intervalo de confiança de 95%) do desvio padrão dos resíduos das variáveis. Como a metodologia utilizada neste trabalho permite estimar os erros de maneira a capturar heterocedasticidade, vemos que, de fato, nenhuma das variáveis apresenta variância constante dos resíduos. Portanto,



**Figura 5 – Média posteriori, com 16º e 84º percentis, do desvio padrão dos resíduos da equação da Selic**



Fonte: Elaboração própria

podemos concluir inicialmente que, efetivamente, a economia brasileira nos últimos dez anos sofreu choques distintos, impactando as variáveis tanto em momentos quanto magnitudes diferentes.

Para interpretarmos os gráficos, de maneira geral, devemos considerar que, quanto menor for o desvio padrão dos resíduos, melhor as variáveis são explicadas pelo modelo. Por sua vez, os choques são representados pelos picos observados nos gráficos.

Nesse sentido, em relação à dívida, figura 1, vemos que esta sofreu choques entre 2009 e 2011, no final de 2012 e início de 2013, e a partir de 2015. De fato, tais observações coincidem com momentos de aumento tanto do patamar da dívida, quanto da sua volatilidade. Portanto, podemos inferir que esses aumentos da dívida tenham sido em decorrência de fatores externos.

Para o câmbio, figura 2, vemos que a série é naturalmente mais volátil do que as demais variáveis, e esteve sujeita a choques entre os anos de 2008 e 2009, no ano de 2011, e a partir de 2015, sendo o primeiro e o último mais fortes. Este resultado é importante pois nos mostra que a elevação da taxa de câmbio, que de fato ocorreu nesses períodos, não é totalmente explicada pelos fatores econômicos internos. Nesse sentido, podemos inferir que as crises do *subprime* e da Zona do Euro desempenharam papel importante para a desvalorização do Real nos dois primeiros períodos, e, também, podemos creditar a desvalorização mais recente ao desgaste do cenário político interno, e não somente aos aspectos econômicos.

Em relação ao hiato do produto, figura 3, vemos que seu desvio padrão é relativamente pequeno, e há poucos picos. Portanto, podemos inferir que a relação dívida/PIB, o câmbio, a expectativa de inflação e a taxa Selic explicam razoavelmente bem seu com-

portamento.

Sobre a expectativa de inflação, figura 4, apesar de seu desvio padrão ser relativamente pequeno, observamos três picos relacionados a uma tendência de alta dessa variável, e que coincidem com as demais. Portanto, nesses períodos, podemos deduzir que o aumento da expectativa de inflação também tenha ocorrido pelos mesmos fatores externos ao sistema.

Para a taxa Selic, figura 5, observamos que seu desvio padrão é praticamente estável, com pequenos momentos de aumento. Por conseguinte, podemos considerar que uma Regra de Taylor contendo as variáveis do nosso modelo pode ser uma boa aproximação para o comportamento do Bacen durante esse período.

O segundo conjunto de gráficos, figuras 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12 e 13, mostra o comportamento da função de impulso-resposta da dívida, câmbio, hiato do produto e expectativa de inflação em relação a um choque da taxa Selic para seis diferentes momentos. Portanto, através desses gráficos podemos observar como a economia se comportou frente às decisões de política monetária, e analisar se sua estrutura permaneceu a mesma durante todo o período. Diferentemente da econometria clássica, que nos fornece uma estimativas pontuais, a abordagem Bayesiana nos permite calcular a resposta para cada simulação de cada variável, e a abordagem TVP possibilita que esta seja calculada para cada ponto específico no tempo. Portanto, o resultado apresentado nos gráficos corresponde à média das respostas obtidas para cada período.

Para melhor comparação, foram escolhidos seis meses, e divididos em dois subgrupos. A escolha dos meses foram as seguintes:

- Junho de 2008: a dívida pública encontrava-se em tendência de queda forte, mas que logo seria revertida, apresentando alta até o início do ano de 2010.
- Maio de 2010: nesse mês, a dívida pública atingiu seu maior valor desde março de 2006; a partir desse ponto, houve reversão dessa tendência.
- Dezembro de 2013: Apesar de elevações pontuais em 2012 e no final de 2013, a tendência de queda se mantém, e a dívida permanece em um patamar baixo até o segundo semestre de 2014.
- Outubro de 2014: O ano de 2014 pode ser considerado conturbado. Além de período eleitoral, as contas públicas começaram a dar sinais de descontrole, principalmente com a evidenciação das chamadas "pedaladas fiscais"
- Outubro de 2015: Nos últimos meses de 2014, durante 2015 e 2016, a dívida pública mostra tendência clara de alta. O objetivo é verificar se o Bacen mudou sua postura em face à escalada da dívida pública;

- Outubro de 2016: O objetivo de incluir essa data na análise é observar como a nova diretoria do Bacen, escolhida após o *impeachment* da presidente Dilma Rousseff, estava lidando com o crescimento da dívida pública.

Ao analisarmos os gráficos 6 e 7, observamos que a variável fiscal não respondeu de maneira igual aos choques de política monetária durante os períodos distintos. Em 2010.5, 2014.10, 2015.10 e 2016.10, vemos que um choque positivo da taxa de juros levou a uma resposta negativa da relação dívida/PIB em comparação ao mesmo período do ano anterior. Ou seja, não podemos afirmar taxativamente que a política fiscal não tenha atuado de maneira coordenada à política monetária durante esse período. Apesar de o intervalo de confiança ser relativamente grande, vale ressaltar que há diferença significativa entre os períodos, tanto no que tange à magnitude da resposta, quanto ao tempo necessário para reversão à tendência. Em relação à 2008.6 e 2013.12, vemos que um choque da taxa de juros impactou positivamente o crescimento da relação dívida/PIB em comparação ao ano anterior, e se manteve persistente ao longo dos 25 meses analisados.

Em relação ao câmbio nominal, gráficos 8 e 9, vemos que a resposta desta variável aos choques de política monetária foi maior para os períodos de 2008.6, 2013.12, 2014.10 e 2015.10. Porém, para todos os períodos, esse impacto é forte apenas para o primeiro mês, tornando-se estável após o quinto. De maneira geral, podemos concluir que a política monetária foi menos eficaz em impactar a volatilidade do câmbio apenas em 2010.5 e 2016.10.

Ao analisarmos os gráficos 10 e 11, vemos que o hiato do produto sempre respondeu de forma negativa aos choques da taxa de juros, sendo de maior magnitude em 2010.5. Podemos, então, inferir que houve apenas uma mudança da intensidade do choque, passando a ser menor no segundo subperíodo em relação ao primeiro subperíodo. Já em relação à expectativa de inflação, de acordo com os gráficos 12 e 13, vemos que não há diferença significativa na magnitude do choque de política monetária, apenas na duração deste.

O terceiro conjunto de gráficos, composto por 14, 15, 16, 17, 18, 19, 20 e 21, mostra o impacto de um choque positivo das demais variáveis sobre a taxa Selic. Dessa forma, queremos analisar se a resposta da política monetária permaneceu constante durante todo o período.

Em relação à dívida, gráficos 14 e 15, podemos observar que apenas em 2010.5, 2015.10 e 2016.10 a resposta da taxa de juros é positiva, sendo maior em 2016.10. Nesse sentido, apenas nesses pontos podemos considerar que o Bacen estaria atuando de forma a tentar contrabalançar a política fiscal. Em 2008.6, 2013.12 e 2014.10, por sua vez, podemos presumir que a política monetária não foi condizida de maneira coordenada à política fiscal, ou, dado que o impacto negativo é muito pequeno, que o Bacen não agiu preocupado com a estabilidade da relação dívida/PIB. Portanto, podemos concluir que a

resposta do Bacen à choques da relação dívida/PIB não foi a mesma durante o período analisado.

Sobre o câmbio, vemos que a resposta do Bacen ao aumento da volatilidade desta variável é negativa, e relativamente pequena, além de arrefecer-se rapidamente, para os anos de 2008.6 e 2013.12; portanto, podemos inferir que, nesses momentos, inclusive em 2014.10, a política monetária não respondeu de maneira significativa aos choques na taxa de câmbio. Apenas em 2010.5, 2015.10 e 2016.10 essa resposta teria sido comparativamente maior, e também com maior persistência.

É interessante notar que, em relação ao hiato do produto, gráficos 18 e 19, a política monetária inicialmente responderia de maneira oposta ao que seria teoricamente esperado. Contudo, a partir do terceiro período a resposta da taxa de juros se torna positiva, porém pequena, a um choque do hiato do produto. Dessa forma, podemos inferir que a política monetária seja pouco sensível ao crescimento (ou queda) da atividade interna.

Por último, quando observamos a resposta da taxa de juros aos choques da expectativa de inflação, vemos que seu comportamento também não foi o mesmo durante toda amostra. No período de 2008.6, a economia passava por um momento de queda tanto da Selic quanto da expectativa de inflação. De acordo com o gráfico 20, a resposta da Selic foi estatisticamente nula. Por esse motivo, podemos considerar que o Bacen apresentou resistência à queda da taxa de juros, pelo menos nesse momento. Em 2013.12, a situação econômica era diferente. Tanto a Selic quanto a expectativa de inflação estavam em tendência de alta, apesar de o Ipca acumulado para esse ano apresentar queda. Podemos concluir que o Bacen apresentou comportamento leniente em relação à expectativa de inflação nesse momento, o que pode ter ocasionado o movimento intenso de alta do Ipca já no início de 2014. Para 2014.10, gráfico 21, a resposta praticamente nula da taxa de juros à expectativa de inflação para os próximos 12 meses pode ser devido ao fato de que, apesar de esta apresentar tendência de queda apenas no início do período (com aumento significativo no segundo semestre de 2015), o Bacen continuou a aumentar a Selic, principalmente por efeito do aumento sistemático do Ipca. Porém, dada a baixa magnitude da resposta em 2015.10, podemos considerar que o Bacen novamente foi relativamente leniente ao aumento da inflação, principalmente devido à situação econômica adversa à qual o país se encontrava. Em 2016.10, a situação da expectativa de inflação e do próprio Ipca começaram a melhorar. A resposta positiva e relativamente forte da Selic podem indicar que o Bacen aproveitou corretamente o momento de queda da inflação para também diminuir a taxa Selic.

## 2.3 CONCLUSÃO

Neste capítulo, foram apresentados os resultados da estimação seguindo a metodologia proposta por Primiceri (2005) corrigida por Del Negro e Primiceri (2015). Tal

metodologia, como mencionado anteriormente, foi escolhida por dois principais motivos. O primeiro é sua capacidade de captar, baseando-se apenas nos dados, mudanças estruturais da economia, sejam estas graduais ou abruptas. O segundo está relacionado ao fato de que, no mundo real, uma economia está sujeita aos mais diversos tipos de choques e, portanto, é necessário que se leve suas diferenças em consideração. Dessa forma, assumir a hipótese de heterocedasticidade dos erros e permitir que tanto a matriz de variância-covariância quanto de coeficientes varie ao longo do tempo torna o modelo mais próximo da realidade.

De acordo com os gráficos 1 a 5, podemos perceber que, dado que o desvio-padrão dos resíduos das variáveis não se manteve constante, os choques sobre as variáveis do sistema foram diferentes, o que corrobora a necessidade de se aplicar uma metodologia capaz de captar tais movimentos. Mais especificamente, é possível observar que os choques não tiveram a mesma magnitude sobre a mesma variável, nem ocorreram no mesmo período para a economia como um todo<sup>13</sup>.

Similarmente, a avaliação dos gráficos 6 a 21 nos mostra que algumas variáveis apresentaram respostas significativamente diferentes nos momentos analisados, apesar do horizonte temporal do estudo ser relativamente pequeno. Tal resultado é diferente do observado por Primiceri (2005), e também por Balbino, Colla e Teles (2011), onde a variação das funções de impulso-resposta não são estatisticamente significativas. Podemos supor, então, que esta divergência de resultados se sucedeu em decorrência da inclusão de novas variáveis no sistema, o que abriu a possibilidade da existência e verificação de outros mecanismos de interação macroeconômica.

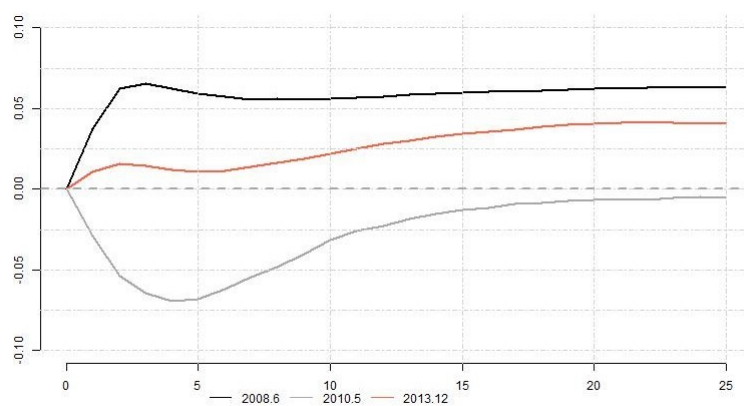
Particularmente para nosso objetivo, essa metodologia foi crucial para constatar-mos que a resposta da política monetária a choques da relação dívida/PIB foi desigual para todos os momentos analisados. Apenas em 2010.5, 2015.10 e 2016.10 a política monetária teria agido de forma coordenada à política fiscal (ora sendo contracionista quando há expansão da dívida, ora sendo expansionista quando há contração da dívida).

Por fim, cabe ressaltar que houve diversos desenvolvimentos recentes na área de econometria Bayesiana que seriam interessantes para conduzir uma análise mais precisa da política monetária. Por exemplo, Koop e Korobilis (2013) conseguem lidar com o problema da alta dimensionalidade do modelo, o que nos possibilitaria uma estimação com mais defasagens. Também, Chan et al. (2012) desenvolvem uma metodologia em que, além dos parâmetros, a dimensão do modelo varia ao longo do tempo. Assim, ao expor a existência de mudanças estruturais da economia brasileira significativas, este trabalho deve ser visto como um passo inicial para uma investigação ainda mais complexa.

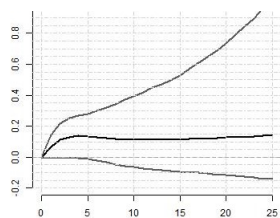
---

<sup>13</sup> Por exemplo, se compararmos os gráficos 3 e 4 perceberemos que o momento de ocorrência de choques para hiato do produto e expectativa de inflação são diferentes

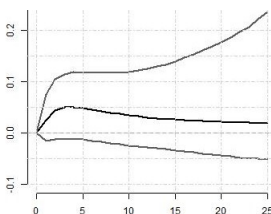
**Figura 6 – Impulso-resposta: Dívida - Primeiro Subperíodo**



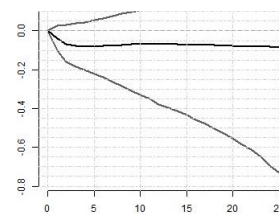
(a) Gráfico da função de impulso-resposta da dívida em relação a choques de política monetária



(b) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2010.5, com o 16º e 84º percentil



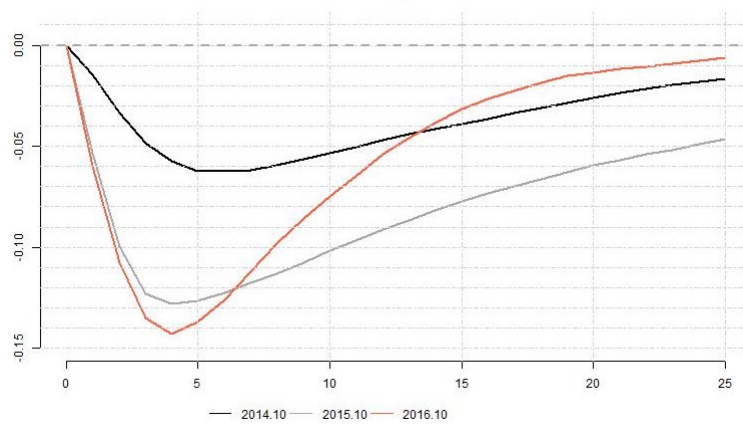
(c) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil



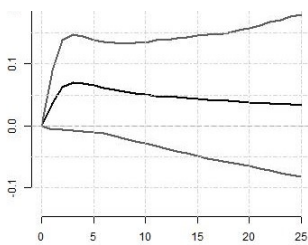
(d) Diferença das respostas entre 2010.5 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

**Fonte: Elaboração própria**

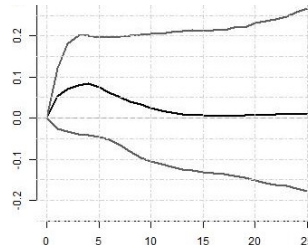
Figura 7 – Impulso-resposta: Dívida - Segundo Subperíodo



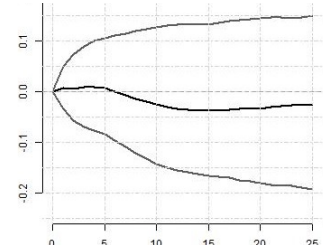
(a) Gráfico da função de impulso-resposta da dívida em relação a choques de política monetária



(b) Diferença das respostas entre 2014.10 e 2015.10, com o 16º e 84º percentil



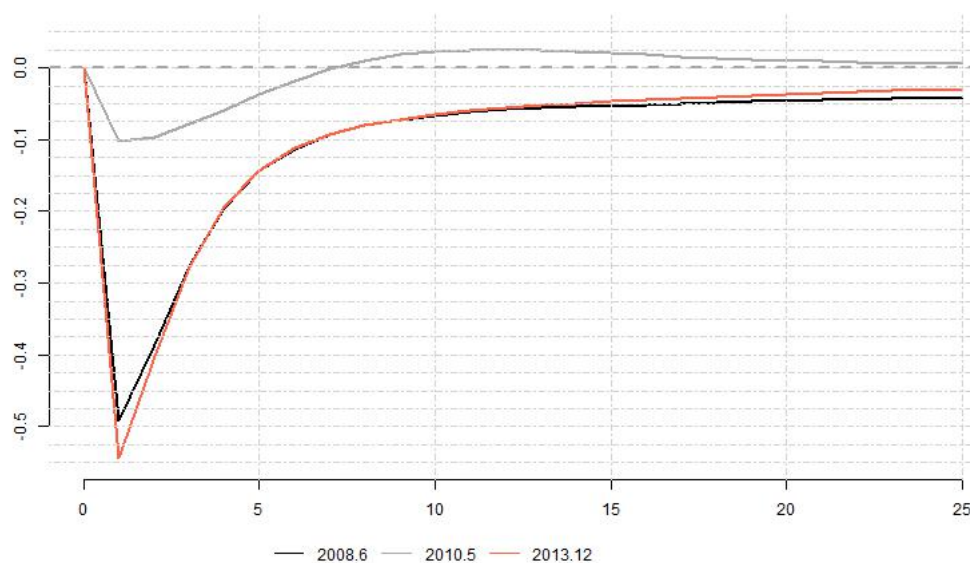
(c) Diferença das respostas entre 2014.10 e 2016.10, com o 16º e 84º percentil



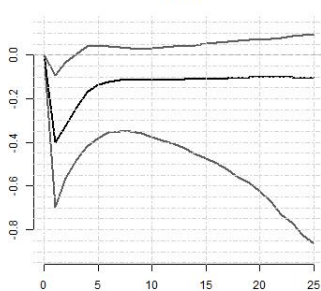
(d) Diferença das respostas entre 2015.10 e 2016.10, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

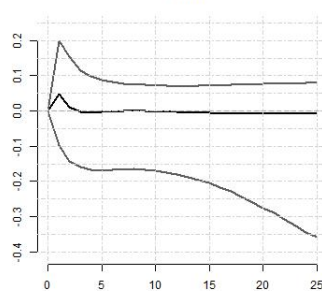
Figura 8 – Impulso-resposta: Câmbio Nominal - Primeiro Subperíodo



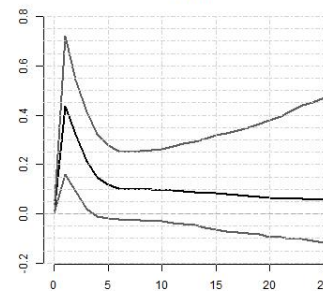
(a) Gráfico da função de impulso-resposta do câmbio nominal em relação a choques de política monetária



(b) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2010.5, com o 16º e 84º percentil



(c) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

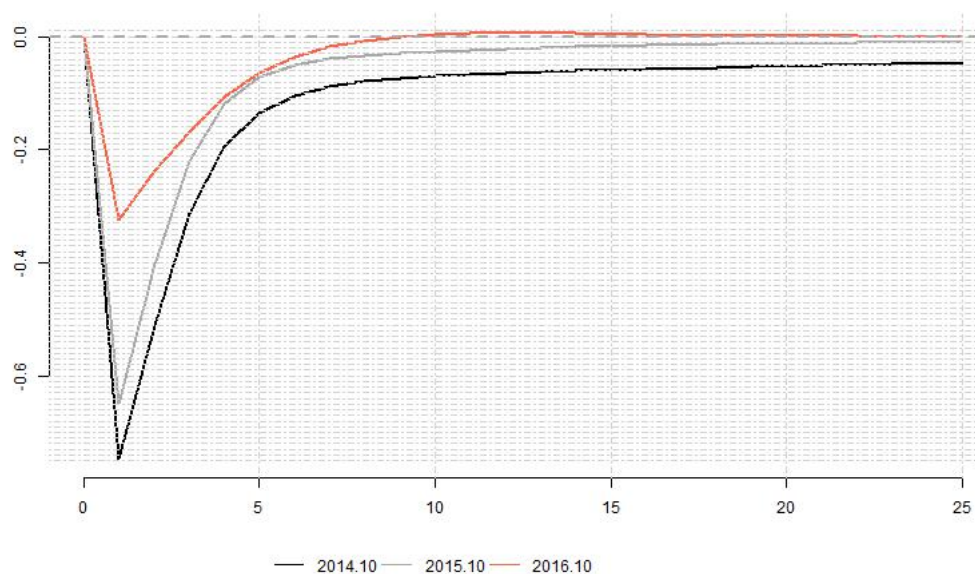


(d) Diferença das respostas entre 2010.5 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

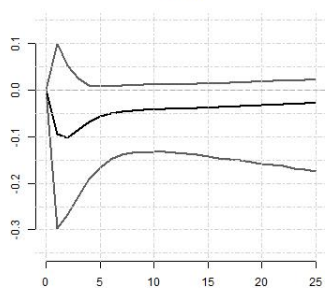
Fonte: Elaboração própria



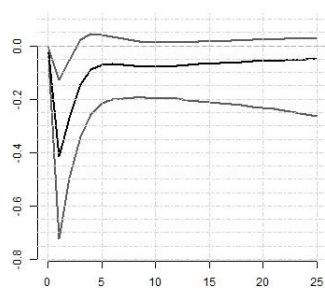
Figura 9 – Impulso-resposta: Câmbio Nominal - Segundo Subperíodo



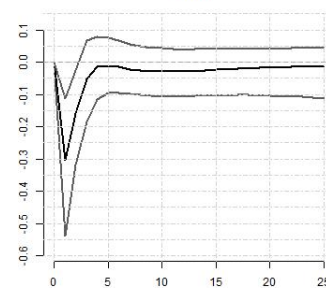
(a) Gráfico da função de impulso-resposta do câmbio nominal em relação a choques de política monetária



(b) Diferença das respostas entre 2014.10 e 2015.10, com o 16º e 84º percentil



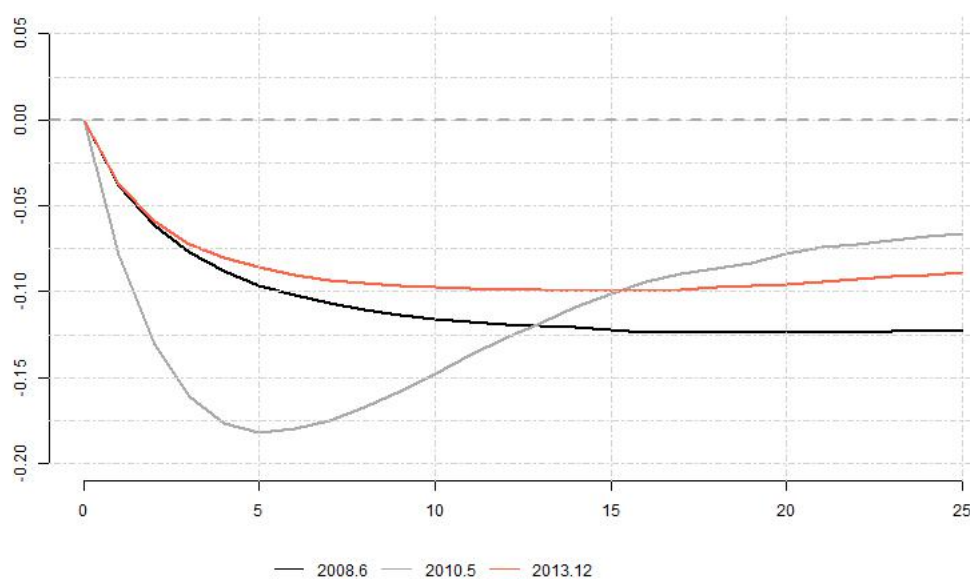
(c) Diferença das respostas entre 2014.10 e 2016.10, com o 16º e 84º percentil



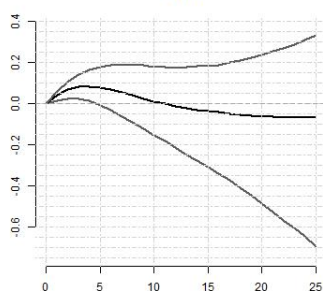
(d) Diferença das respostas entre 2015.10 e 2016.10, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

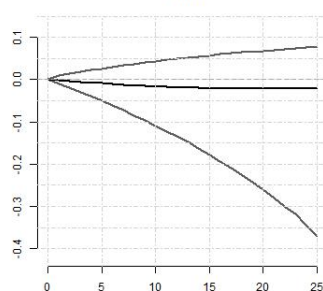
**Figura 10 – Impulso-resposta: Hiato do Produto - Primeiro Subperíodo**



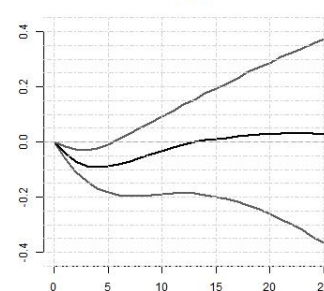
(a) Gráfico da função de impulso-resposta do hiato do produto em relação a choques de política monetária



(b) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2010.5, com o 16º e 84º percentil



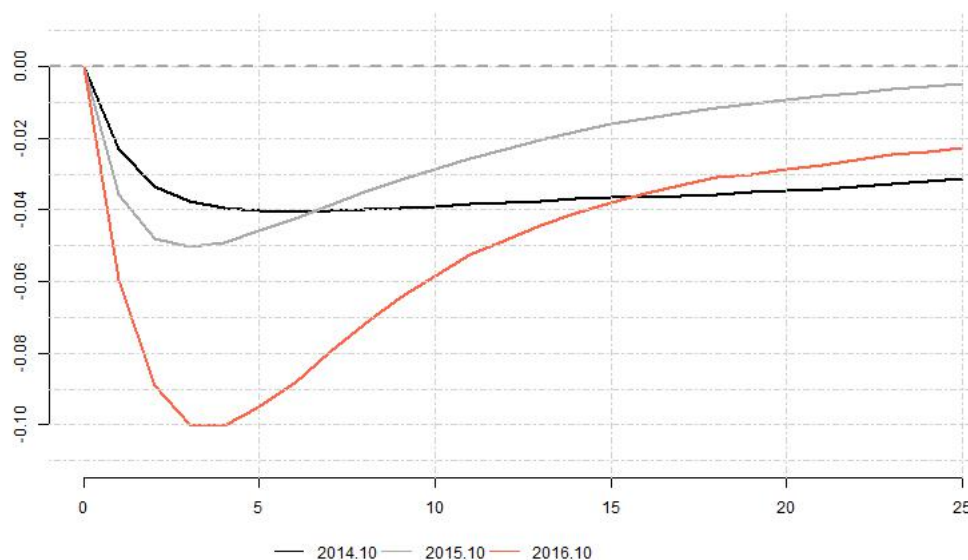
(c) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil



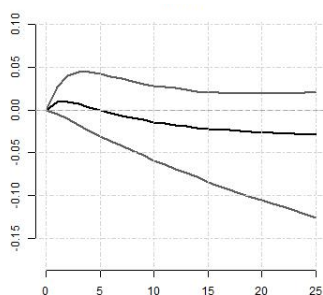
(d) Diferença das respostas entre 2010.5 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

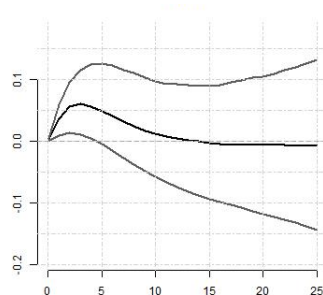
**Figura 11 – Impulso-resposta: Hiato do Produto - Segundo Subperíodo**



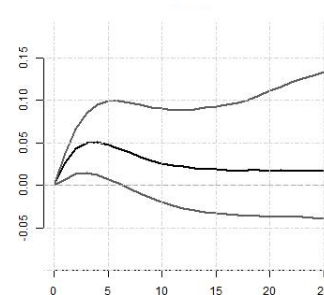
(a) Gráfico da função de impulso-resposta do hiato do produto em relação a choques de política monetária



(b) Diferença das respostas entre 2014.10 e 2015.0, com o 16º e 84º percentil



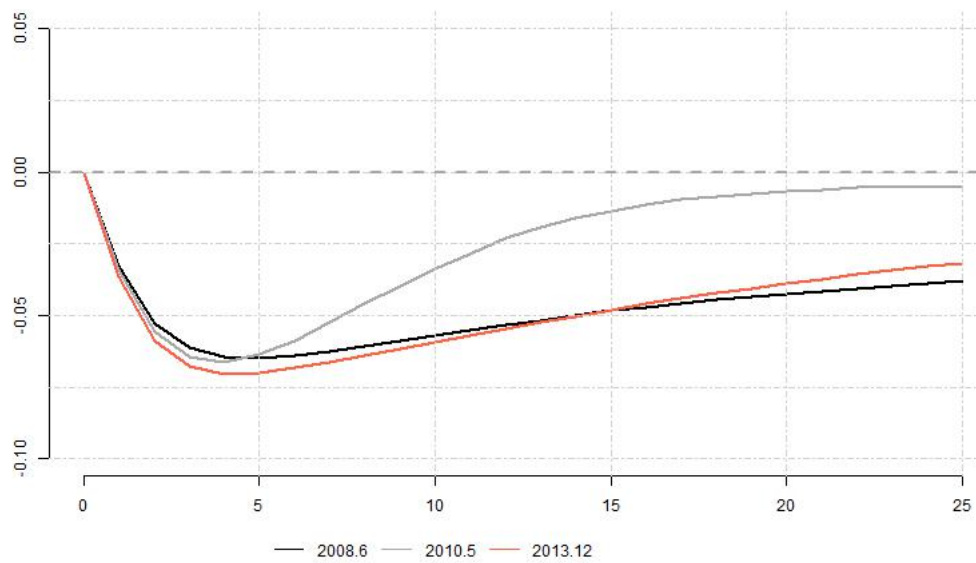
(c) Diferença das respostas entre 2014.10 e 2016.10, com o 16º e 84º percentil



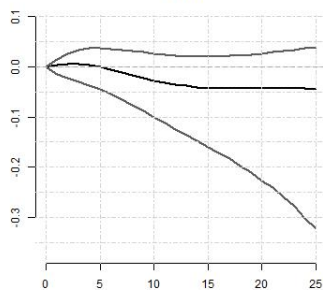
(d) Diferença das respostas entre 2015.10 e 2016.10, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

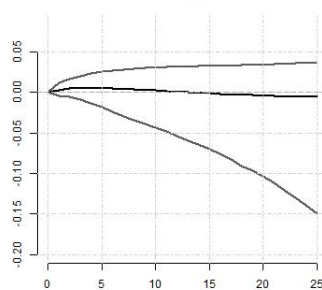
Figura 12 – Impulso-resposta: Expectativa de Inflação - Primeiro Subperíodo



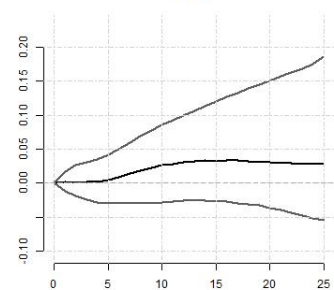
(a) Gráfico da função de impulso-resposta do Expectativa de Inflação em relação a choques de política monetária



(b) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2010.5, com o 16º e 84º percentil



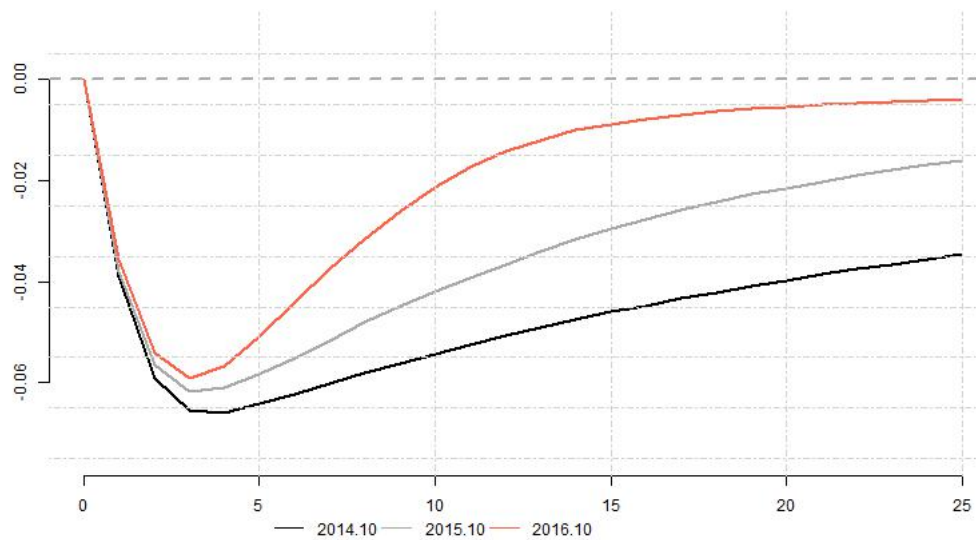
(c) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil



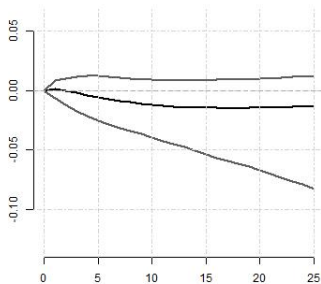
(d) Diferença das respostas entre 2010.5 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

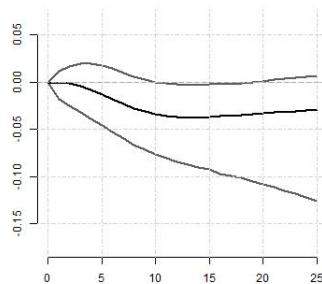
**Figura 13 – Impulso-resposta: Expectativa de Inflação - Segundo Subperíodo**



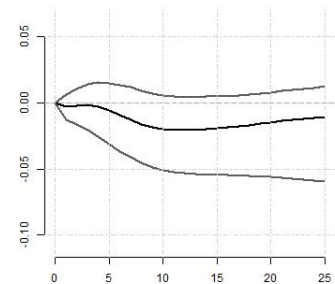
(a) Gráfico da função de impulso-resposta do Expectativa de Inflação em relação a choques de política monetária



(b) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2010.5, com o 16º e 84º percentil



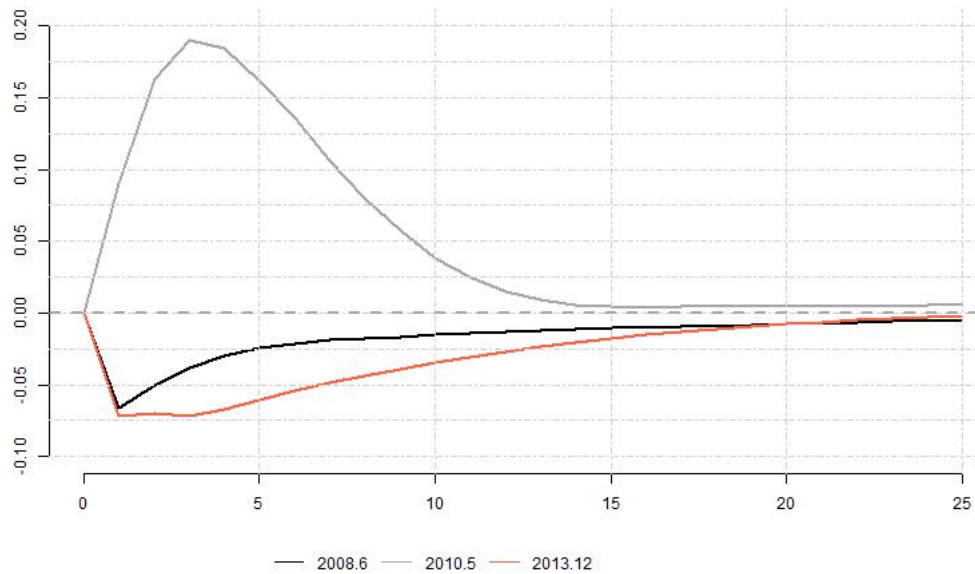
(c) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil



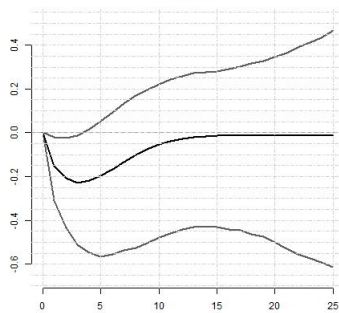
(d) Diferença das respostas entre 2010.5 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

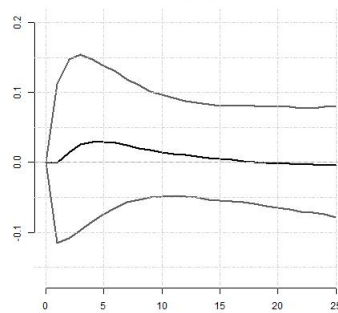
Figura 14 – Impulso-resposta: Selic em relação à Dívida - Primeiro Subperíodo



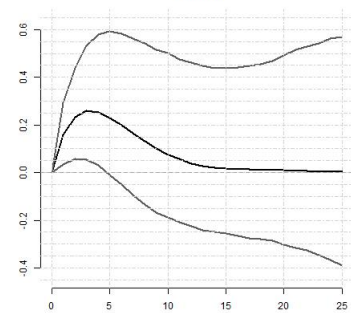
(a) Gráfico da função de impulso-resposta da taxa de juros em relação a choques da dívida/PIB



(b) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2010.5, com o 16º e 84º percentil



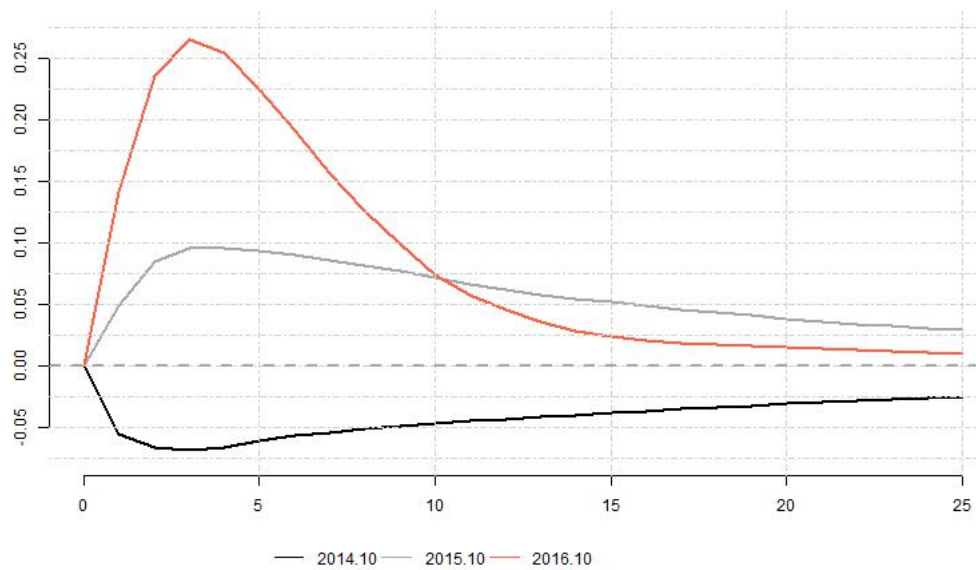
(c) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil



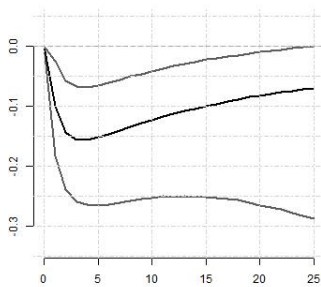
(d) Diferença das respostas entre 2010.5 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

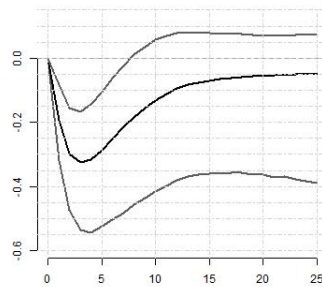
Figura 15 – Impulso-resposta: Selic em relação à Dívida - Segundo Subperíodo



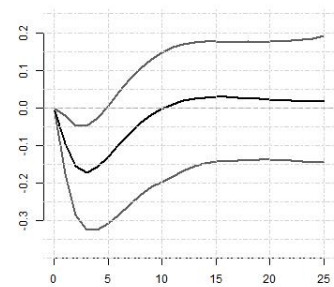
(a) Gráfico da função de impulso-resposta da taxa de juros em relação a choques da dívida/PIB



(b) Diferença das respostas entre 2014.11 e 2015.11, com o 16º e 84º percentil



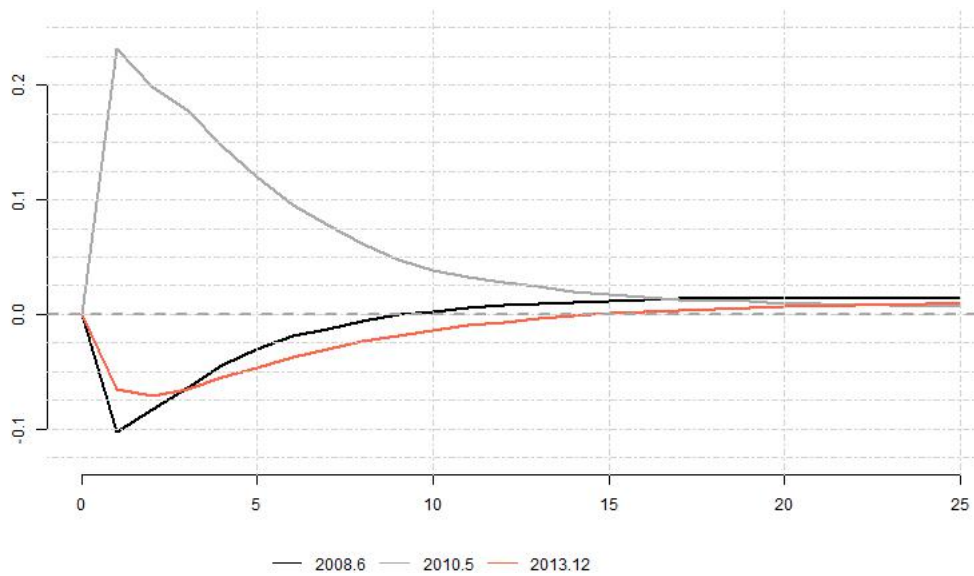
(c) Diferença das respostas entre 2014.11 e 2016.11, com o 16º e 84º percentil



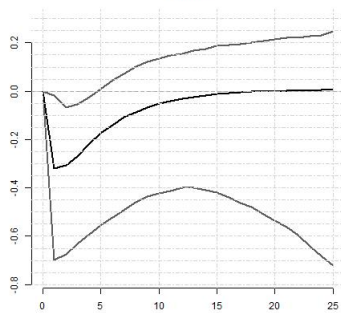
(d) Diferença das respostas entre 2015.11 e 2016.11, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

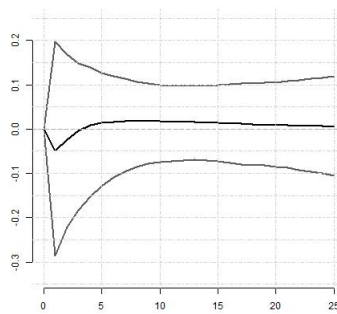
Figura 16 – Impulso-resposta: Selic em relação ao Câmbio Nominal - Primeiro Sub-período



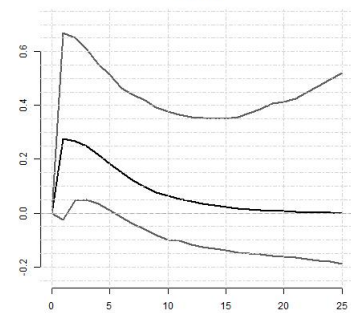
(a) Gráfico da função de impulso-resposta da taxa de juros em relação a choques do câmbio nominal



(b) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2010.5, com o 16º e 84º percentil



(c) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

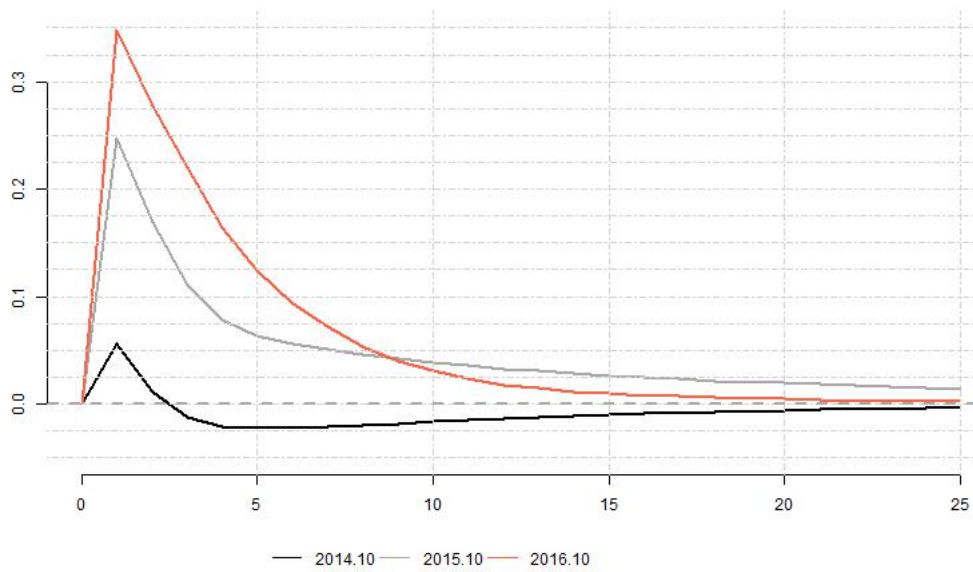


(d) Diferença das respostas entre 2010.5 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

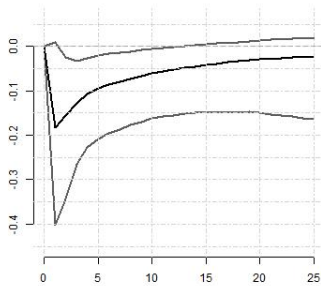
Fonte: Elaboração própria



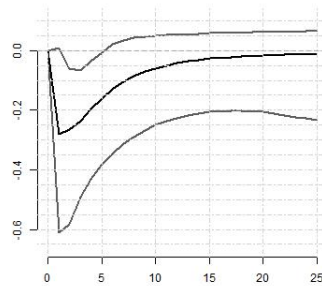
**Figura 17 – Impulso-resposta: Selic em relação ao Câmbio Nominal - Segundo Sub-período**



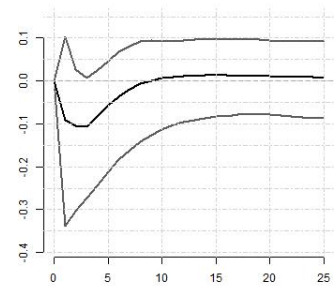
(a) Gráfico da função de impulso-resposta da taxa de juros em relação a choques do câmbio nominal



(b) Diferença das respostas entre 2014.11 e 2015.11, com o 16º e 84º percentil



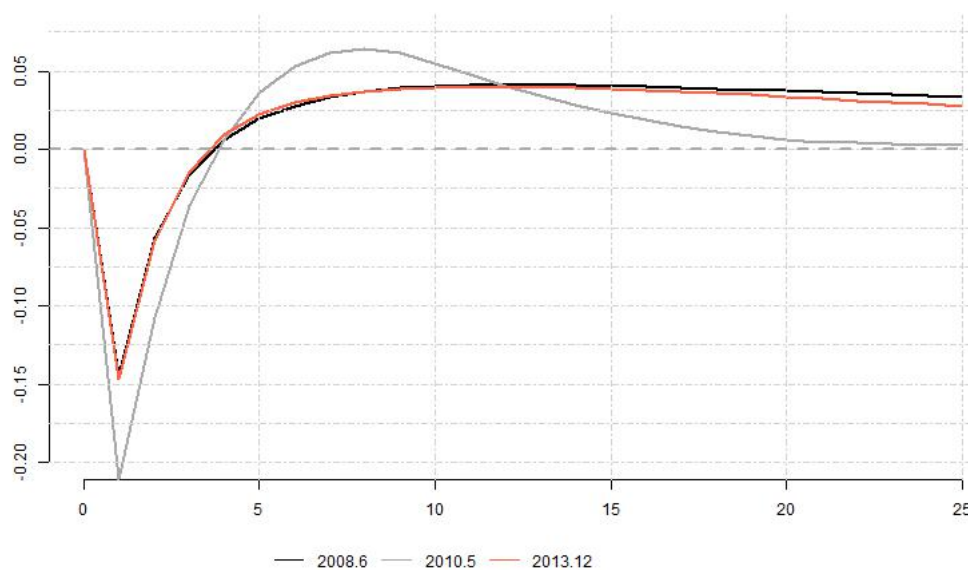
(c) Diferença das respostas entre 2014.11 e 2016.11, com o 16º e 84º percentil



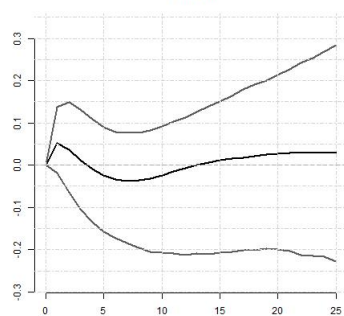
(d) Diferença das respostas entre 2015.11 e 2016.11, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

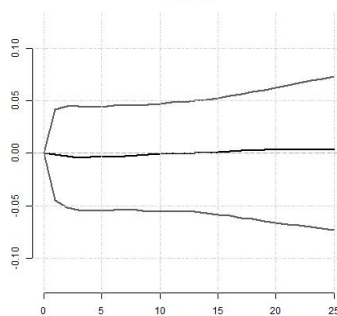
Figura 18 – Impulso-resposta: Selic em relação ao Hiato do Produto - Primeiro Subperíodo



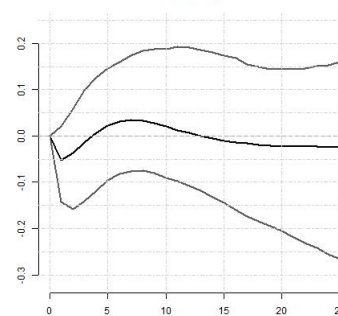
(a) Gráfico da função de impulso-resposta da taxa de juros em relação a choques do hiato do produto



(b) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2010.5, com o 16º e 84º percentil



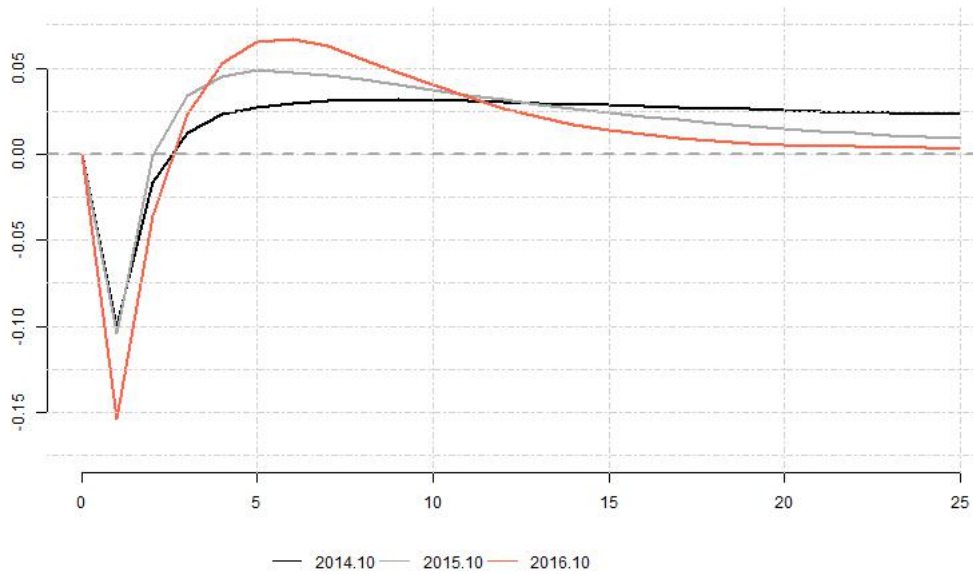
(c) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil



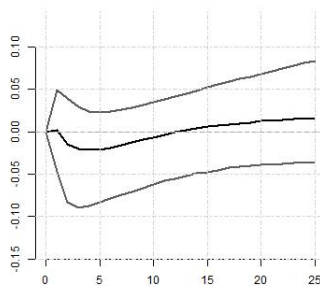
(d) Diferença das respostas entre 2010.5 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

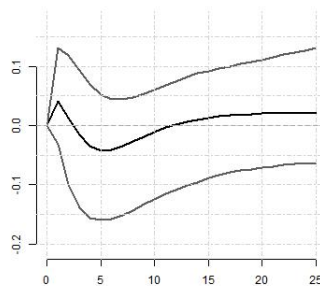
Figura 19 – Impulso-resposta: Selic em relação ao Hiato do Produto - Segundo Subperíodo



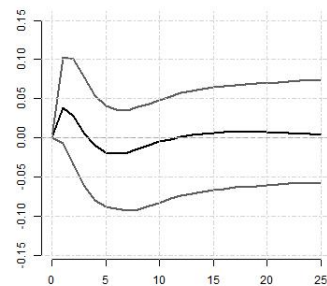
(a) Gráfico da função de impulso-resposta da taxa de juros em relação a choques do hiato do produto



(b) Diferença das respostas entre 2014.11 e 2015.11, com o 16º e 84º percentil



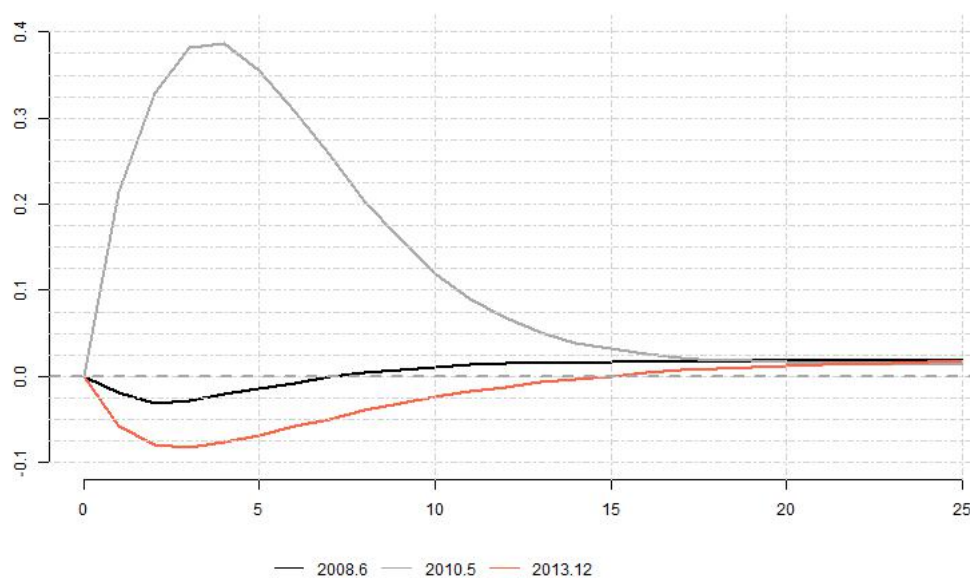
(c) Diferença das respostas entre 2014.11 e 2016.11, com o 16º e 84º percentil



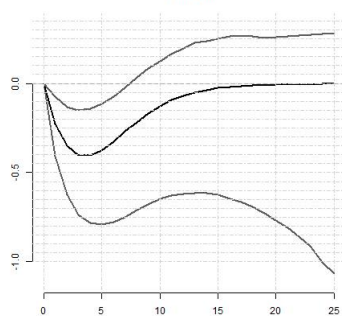
(d) Diferença das respostas entre 2015.11 e 2016.11, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

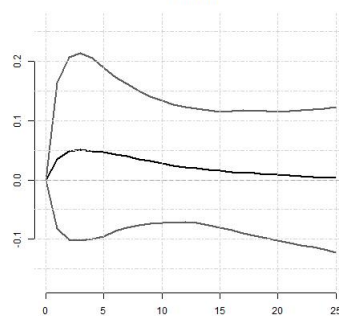
**Figura 20 – Impulso-resposta: Selic em relação à Expectativa de Inflação - Primeiro Subperíodo**



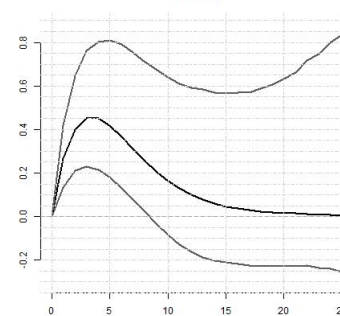
(a) Gráfico da função de impulso-resposta da taxa de juros em relação a choques da expectativa de inflação



(b) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2010.5, com o 16º e 84º percentil



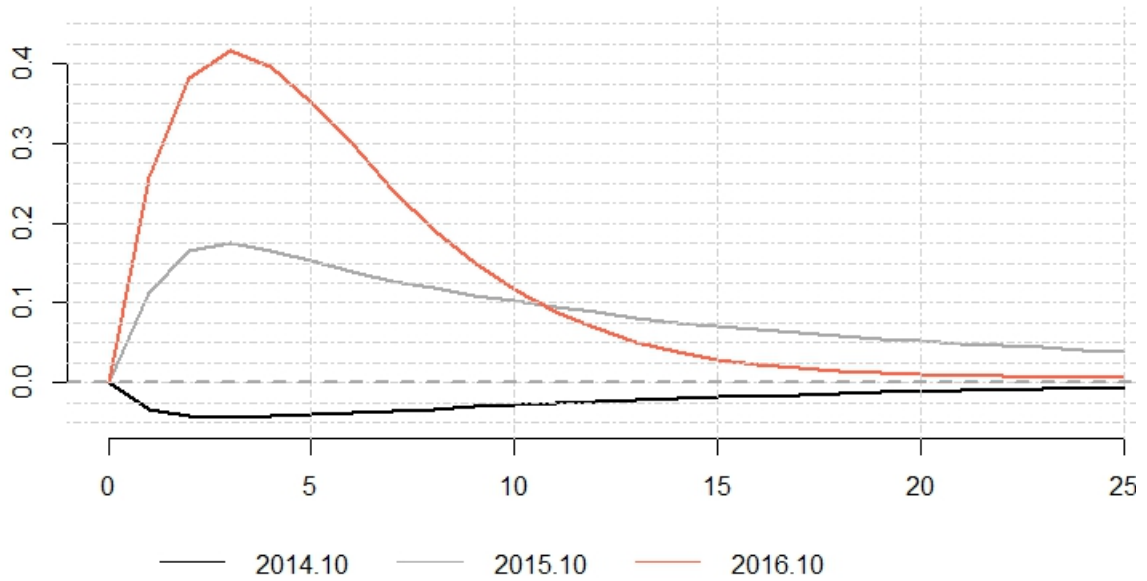
(c) Diferença das respostas entre 2008.6 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil



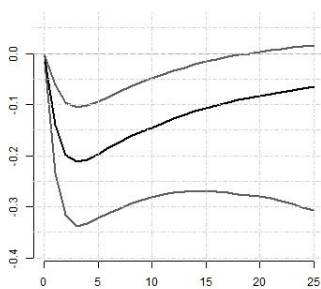
(d) Diferença das respostas entre 2010.5 e 2013.12, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

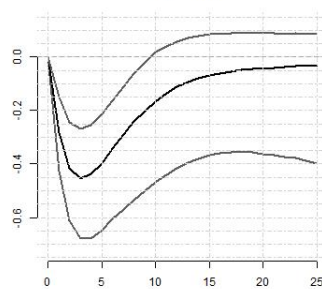
**Figura 21 – Impulso-resposta: Selic em relação à Expectativa de Inflação - Segundo Subperíodo**



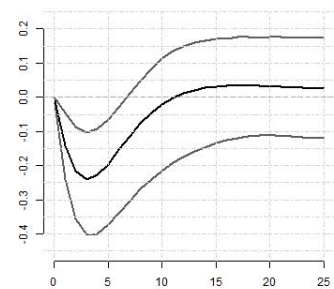
(a) Gráfico da função de impulso-resposta da taxa de juros em relação a choques da expectativa de inflação



(b) Diferença das respostas entre 2014.11 e 2015.11, com o 16º e 84º percentil



(c) Diferença das respostas entre 2014.11 e 2016.11, com o 16º e 84º percentil



(d) Diferença das respostas entre 2015.11 e 2016.11, com o 16º e 84º percentil

Fonte: Elaboração própria

# CONCLUSÃO

Neste trabalho, procurou-se, em primeiro lugar, expor por que o Banco Central do Brasil deveria se preocupar com a evolução da situação fiscal do país. No primeiro capítulo, foi mostrado que, de acordo com a Teoria Fiscal do Nível de Preços, a evolução da taxa de inflação depende diretamente do nível inicial da dívida pública, de choques de política monetária e da evolução do superávit, principalmente das expectativas dos agentes sobre este.

Ademais, foi visto que, teoricamente, uma política monetária mais restritiva em situação de dominância fiscal, ao invés de estabilizar a taxa de inflação, na verdade faria com que houvesse uma explosão desta, levando a um processo cumulativo de aumento sistemático dos preços. Esse resultado seria possível mesmo com um banco central comprometido previamente a uma regra explícita, pois o efeito do choque fiscal não ocorre por desvios da condução da política monetária, mas devido ao seu impacto sobre a riqueza dos agentes e sua decisão de consumo. Portanto, o simples compromisso do Banco Central com a estabilidade da taxa de inflação não é condição suficiente para que, de fato, o crescimento do nível de preços esteja sob controle.

Em relação ao Brasil, muito tem se discutido se o aumento da relação dívida bruta/PIB durante o governo Dilma Rousseff teria levado a uma situação de dominância fiscal. Apesar de a literatura empírica não ser conclusiva a esse respeito, ainda assim a análise do impacto da dívida sobre a taxa de juros básica se torna interessante, principalmente devido ao fato de que houve um aumento substancial desta a partir de 2014.

Diante disso, a contribuição principal deste trabalho foi analisar como a política monetária brasileira reagiu a choques da relação dívida/PIB ao longo de 2007 e início de 2017. Foi estimado um VAR com volatilidade estocástica, parâmetros e matriz de variância-covariância variantes no tempo, conforme metodologia proposta por [Primiceri \(2005\)](#) e [Del Negro e Primiceri \(2015\)](#). Dessa forma, pudemos verificar que a estrutura da economia mudou durante esse período. De fato, os choques impactaram as variáveis em magnitude e momentos diferentes, e a resposta destas a choques das demais variáveis também não é idêntico.

Mais especificamente em relação à política fiscal, vimos que o Banco Central respondeu positivamente em 2010.5, 2015.10 e 2016.10. Isso significa que houve aumento da taxa de juros para compensar o aumento da relação dívida/PIB em comparação ao ano anterior nos dois primeiros momentos, e queda da taxa de juros em 2016.10 para compensar a queda da relação dívida/PIB. Portanto, podemos concluir que o Banco Central agiu de maneira coordenada à política fiscal nesses períodos.

Por fim, podemos ponderar que esse trabalho possa ser considerado como um pri-

meiro passo para análise da política monetária brasileira. Desenvolvimentos mais recentes na área de macroeconometria Bayesiana, capazes de lidar com problemas computacionais devido à não-linearidade e alta dimensionalidade do sistema, permitem que sejam realizadas análises mais complexas e robustas da economia, servindo como mais uma ferramenta imprescindível tanto para pesquisadores quanto para tomadores de decisão.

# BIBLIOGRAFIA

ABDULLAHI, Bala Dahiru et al. Time-Varying VAR with Stochastic Volatility and Monetary Policy Dynamics in Nigeria. **Economics Bulletin**, AccessEcon, v. 36, n. 4, p. 2237–2249, 2016.

ARRATIBEL, Olga; MICHAELIS, Henrike. The impact of monetary policy and exchange rate shocks in Poland: evidence from a time-varying VAR, 2014.

BALBINO, Christian Eduardo; COLLA, Ernesto; TELES, Vladimir Kuhl. A política monetária brasileira sob o regime de metas de inflação. **Revista Brasileira de Economia**, SciELO Brasil, v. 65, n. 2, p. 113–126, 2011.

BAUMEISTER, Christiane; DURINCK, Eveline John; PEERSMAN, Gert. Liquidity, inflation and asset prices in a time-varying framework for the euro area, 2008.

BOGDANSKI, Joel; TOMBINI, Alexandre; WERLANG, Sergio. **Implementing Inflation Targeting in Brazil**. [S.l.], 2000.

CANZONERI, Matthew B; CUMBY, Robert E; DIBA, Behzad T. **Is the price level determined by the needs of fiscal solvency?** [S.l.], 1998.

CANZONERI, Matthew B; CUMBY, Robert E; DIBA, Behzad et al. Should the European Central Bank and the Federal Reserve be concerned about fiscal policy? **Rethinking stabilization policy**, Federal Reserve Bank of Kansas City, p. 29–31, 2002.

CARTER, Chris K; KOHN, Robert. On Gibbs sampling for state space models. **Biometrika**, Oxford University Press, v. 81, n. 3, p. 541–553, 1994.

CHAN, Joshua CC et al. Time varying dimension models. **Journal of Business & Economic Statistics**, Taylor & Francis, v. 30, n. 3, p. 358–367, 2012.

CHRISTIANO, Lawrence J; FITZGERALD, Terry J. **Understanding the fiscal theory of the price level**. [S.l.], 2000.

CLARIDA, Richard; GALI, Jordi; GERTLER, Mark. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, n. 4, p. 1661–1707, 1999.

DEL NEGRO, Marco; PRIMICERI, Giorgio E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy: a corrigendum. **The review of economic studies**, Oxford University Press, v. 82, n. 4, p. 1342–1345, 2015.

FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. **The American economic review**, American Economic Association, v. 58, n. 1, p. 1–17, 1968.



- GALI, Jordi. **Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework and its applications**. [S.l.]: Princeton University Press, 2015.
- GOMES, Cleomar; HOLLAND, Márcio et al. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. **Economia**, ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics], v. 4, n. 2, p. 333–361, 2003.
- HALLETT, Andrew Hughes; LEWIS, John. Monetary policy and sovereign debt: Does the ECB take the eurozone’s fiscal risks into account? **Empirica**, Springer, v. 42, n. 3, p. 499–520, 2015.
- KIM, Sangjoon; SHEPHARD, Neil; CHIB, Siddhartha. Stochastic volatility: likelihood inference and comparison with ARCH models. **The review of economic studies**, Wiley-Blackwell, v. 65, n. 3, p. 361–393, 1998.
- KOOP, Gary; KOROBILIS, Dimitris. Large time-varying parameter VARs. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 177, n. 2, p. 185–198, 2013.
- KOOP, Gary; POIRIER, Dale J; TOBIAS, Justin L. **Bayesian econometric methods**. [S.l.]: Cambridge University Press, 2007.
- KOOP, Gary; KOROBILIS, Dimitris et al. Bayesian multivariate time series methods for empirical macroeconomics. **Foundations and Trends® in Econometrics**, Now Publishers, Inc., v. 3, n. 4, p. 267–358, 2010.
- KUMHOF, Michael; NUNES, Ricardo Cavaco; YAKADINA, Irina. Simple monetary rules under fiscal dominance, 2008.
- LEEPER, Eric M. Equilibria under ‘active’ and ‘passive’ monetary and fiscal policies. **Journal of monetary Economics**, Elsevier, v. 27, n. 1, p. 129–147, 1991.
- LEEPER, Eric M; LEITH, Campbell. **Understanding Inflation as a Joint Monetary-Fiscal Phenomenon**. [S.l.], 2016.
- LOYO, Eduardo. Tight money paradox on the loose: a fiscalist hyperinflation. **manuscript**, Harvard University, 1999.
- NAKAJIMA, Jouchi; SHIRATSUKA, Shigenori; TERANISHI, Yuki et al. **The effects of monetary policy commitment: Evidence from time-varying parameter VAR analysis**. [S.l.], 2010.
- PRIMICERI, Giorgio E. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. **The Review of Economic Studies**, Oxford University Press, v. 72, n. 3, p. 821–852, 2005.
- SARGENT, Thomas; WALLACE, Neil. Some unpleasant monetarist arithmetic. **Quarterly Review**, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Fall, 1981.

SCHMITT-GROHÉ, Stephanie; URIBE, Martín. Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function. **Journal of economic dynamics and control**, Elsevier, v. 28, n. 4, p. 755–775, 2004.

SIMS, Christopher A. Bayesian skepticism on unit root econometrics. **Journal of Economic dynamics and Control**, Elsevier, v. 12, n. 2-3, p. 463–474, 1988.

TAYLOR, John B. Discretion versus policy rules in practice. In: NORTH-HOLLAND. CARNEGIE-ROCHESTER conference series on public policy. [S.l.: s.n.], 1993. v. 39, p. 195–214.

WOODFORD, Michael. **Control of the Public Debt: A Requirement for Price Stability?** [S.l.], 1996.

\_\_\_\_\_. **Fiscal requirements for price stability.** [S.l.], 2001.