

## Política monetária e regime de metas para inflação no Brasil: uma análise do período 2004-2014

*Monetary policy and inflation targeting regime in Brazil: an analysis of the period 2004-2014*

Pedro Henrique Martins Prado<sup>a</sup>

Cleomar Gomes da Silva<sup>b</sup>

---

### RESUMO

O presente estudo analisa a condução da política monetária entre janeiro de 2004 e julho de 2014 por meio da determinação dos fatores que influenciam a regra de taxa de juros do Banco Central do Brasil. As estimações das Regras de Taylor e do modelo VAR indicam que uma acentuada relevância é dada à suavização da taxa de juros e que os desvios da inflação em relação à meta e o hiato do produto são considerados na condução da política monetária. Por fim, existem indícios de um possível regime de “dominância fiscal” na condução da política econômica brasileira.

### ABSTRACT

The present research analyzes the Brazilian monetary policy in the period of January 2004 to July 2014 through the determination of factors considered in the reaction function of the Brazilian Central Bank. The estimations of the Taylor Rules and of the VAR model indicate that a great relevance is given to the smoothing of the interest rate. The deviations of the inflation in relation to the target and the output gap are considered in the conduct of monetary policy. The results also indicate the possibility that the conduct of Brazilian economic policy is in a regime of “fiscal dominance”.

**Palavras-Chave:** Metas para Inflação; Taxa de Juros; Regra de Taylor; VAR.

**Keywords:** Inflation Targeting; Interest Rate; Taylor Rule; VAR.

**JEL:** E52, E58, C22.

---

<sup>a</sup>Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia (IE-UFU). E-mail: pradophm@gmail.com.

<sup>b</sup>Instituto de Economia, Universidade Federal de Uberlândia (IE-UFU) e Pesquisador CNPQ. E-mail: cleomargomes@ufu.br. Os autores agradecem o apoio financeiro do CNPQ e da FAPEMIG.

## 1. Introdução

O Plano Real, embora muito criticado ao longo de sua história, foi capaz de trazer a níveis baixos uma inflação que havia atingido níveis de quatro dígitos e resistido a diversas tentativas heterodoxas de estabilização. Dentre os diversos mecanismos praticados com o início da bem-sucedida estratégia de estabilização encontrava-se a “âncora cambial”, baseada em um sistema de bandas assimétricas: fixação de um limite superior para a taxa de câmbio, em relação ao dólar, mas sem o estabelecimento de um limite inferior. A manutenção de uma taxa de câmbio valorizada garantia, por um lado, a austeridade monetária e, por outro, associada à abertura comercial, preços mais baixos para produtos internacionais, o que dificultava a elevação dos preços nacionais.

Para a manutenção da taxa de câmbio abaixo do limite imposto, o Banco Central do Brasil (BCB) atuava como comprador ou vendedor residual de moeda estrangeira. Tendo em vista o déficit em Transações Correntes na segunda metade da década de 1990, a entrada de capitais tornou-se essencial e foi garantida pela política de juros elevados.

Entretanto, a confiança dos mercados financeiros em relação ao Brasil foi profundamente abalada com as diversas crises em países em desenvolvimento. Além disso, a política de câmbio valorizado e de juros elevados para atração de capital provocou o aumento acelerado da dívida pública como proporção do PIB e dos déficits correntes, aprofundando ainda mais a desconfiança e pressionando por uma forte desvalorização.

No início de 1999, o regime se torna insustentável e o Real passa a flutuar, desancorando as expectativas de inflação. A partir de então, outra diretriz passa a conduzir a política monetária do país e a fornecer uma nova âncora nominal para as expectativas. O regime de metas para inflação, a partir da década de 1990, foi adotado por diversos países do mundo, como Nova Zelândia em 1990, Canadá e Chile em 1991, depois por Reino Unido, Israel, Suécia e outros. Tal sistemática foi implementada no Brasil pelo decreto n. 3.088, de 21 de junho de 1999, e é baseada no ajuste da taxa de juros de forma a alcançar uma meta fixada para a taxa de inflação.

A questão central do presente trabalho é definir os principais fatores considerados pelo BCB na condução da política monetária durante o período entre janeiro de 2004 e julho de 2014. Para tal objetivo, será utilizada a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de diferentes especificações da regra sugerida por Taylor (1993) e a construção de um modelo em Vetores Autorregressivos (VAR). A hipótese básica é que a reação do BCB em termos de taxa de juros (Regra de Taylor), em um ambiente de adoção do regime de metas para inflação, é influenciada pela análise de diversos fatores além da inflação, tais como crescimento econômico e dinâmica do endividamento público. Logo, a adoção do regime não significaria ausência de comprometimento da autoridade monetária com outros objetivos além do controle inflacionário.

Este estudo está organizado em quatro seções além desta introdução e das considerações finais. A primeira apresenta o regime de metas para inflação e seu papel como instrumento na busca pela condição crível da autoridade monetária. A segunda traz uma análise sobre a Regra de Taylor, formula teoricamente uma versão mais compatível com a realidade de países em desenvolvimento e realiza uma breve revisão da literatura empírica sobre o tema. Na seção seguinte é explicada a metodologia e são especificados os dados utilizados. Na última seção realizam-se as estimações propostas e a análise dos resultados obtidos.

## 2. Regime de Metas para Inflação

Como indicam Bernanke e Mishkin (1997), as metas para inflação, ao contrário das metas para o crescimento dos agregados monetários propostas por Friedman (1968), não representam uma regra de política rígida e, sim, uma estrutura para a condução da política monetária. Este entendimento pode ser comprovado pela construção de elementos de flexibilidade da meta por todos os países que adotaram o regime (SNOWDON; VANE, 2005). Deste modo, a sistemática de metas para inflação pode ser considerada mais adequada frente às incertezas e aos variados problemas que uma economia pode enfrentar ao longo do tempo.

Para Mishkin (2002), o regime engloba cinco elementos principais: i) anúncio público de metas numéricas de médio prazo para a inflação; ii) um compromisso institucional de que a estabilidade de preços é o objetivo primordial da política monetária, ao qual demais metas estão subordinadas; iii) uma estratégia de inclusão de informações na qual muitas variáveis são usadas para decidir a configuração dos instrumentos de política; iv) ampliação da transparência na condução da política monetária por meio da comunicação com o público e os mercados a respeito dos planos, dos objetivos e das decisões da autoridade monetária; e v) aumento da responsabilidade do Banco Central no cumprimento de sua meta para a inflação. Basicamente, a atuação da autoridade monetária ocorre por meio do ajuste sistemático da taxa de juros de forma a alcançar a meta estipulada para a taxa de inflação.

O regime de metas para inflação apoia-se no entendimento de que a política monetária não deveria ser discricionária. O consenso moderno sobre a superioridade da utilização de regras pode ser explicado pela percepção de que a discricionariedade, devido ao caráter *forward-looking* dos agentes privados, seria capaz apenas de provocar distorções no curto prazo, enquanto que a atuação baseada em regras poderia evitar o problema de inconsistência dinâmica na atuação dos formuladores de política econômica, possibilitando a conquista de credibilidade e a otimização dos resultados. Isto ocorreria por meio de uma condução da política que visasse a criação de um ambiente longe de incertezas e desconfianças, fruto de uma atuação comprometida com determinados objetivos conhecidos. O regime surge como um instrumento eficaz para fomentar uma atuação da autoridade monetária condizente com estas características, uma vez que se trata de uma sistemática simples – compromisso público em atingir determinada meta inflacionária – que permite uma fácil assimilação pelos agentes privados e torna sua atuação transparente e inibe seu poder discricionário.

O primeiro país a assumir o regime formalmente foi a Nova Zelândia, em 1990, seguida por Canadá, Chile, Reino Unido, Israel, Suécia e outros. Já os Estados Unidos assumem política similar à de metas para inflação, porém fazem uso da âncora sem o anúncio de metas. Segundo Mishkin (1999), a atuação é baseada em uma âncora nominal implícita que busca a estabilidade monetária por meio de uma coerente conduta da política monetária.

O regime foi adotado no Brasil em 1999 como nova diretriz para conduzir a política monetária do país após o fim da âncora cambial. O objetivo era fornecer uma nova âncora para as expectativas, ampliar a credibilidade da política de estabilização e impedir que choques cambiais gerassem uma pressão inflacionária muito elevada.

### 3. Regra de Taylor

Ao contrário do que possa parecer, a adoção desta sistemática não significa falta de comprometimento da autoridade monetária com outros objetivos. Na prática, é comum que ela busque, além de garantir a estabilidade de preços, interferir sobre o produto e o emprego. Logo, o problema de inconsistência dinâmica poderia aparecer devido à manifestação do viés inflacionário. Neste sentido, a utilização de uma regra crível capaz de removê-lo e estabilizar simultaneamente a inflação e o produto é de grande importância.

Uma opção é a chamada Regra de Taylor, baseada no trabalho de Taylor (1993) que indicou que a taxa de juros era ajustada pelo *Federal Reserve System* (FED) de acordo com o desvio da inflação em relação a uma dada meta e com o desvio do produto em relação a seu potencial. Assim, a regra sugere que a taxa de juros nominal deveria subir a patamares superiores à inflação para que a taxa real se eleve com o aumento inflacionário. Por outro lado, deveria decrescer se o produto estivesse abaixo do nível de pleno emprego. Esta recomendação é conhecida como Princípio de Taylor. Em sua formulação original, a regra tinha a seguinte forma:

$$r = p + 0,5y + 0,5(p - 2) + 2 \quad (01)$$

em que  $r$  é a *federal funds rate*;  $y$  é o desvio percentual do PIB de seu potencial; e  $p$  é a taxa de inflação dos últimos quatro trimestres.

Esta fórmula específica para o caso americano pode ser reescrita em uma forma geral como:

$$i_t = a + b(\pi_t - \pi^*) + c(\ln \Upsilon_t - \ln \bar{\Upsilon}_t) \quad (02)$$

em que:  $i_t$  é a taxa nominal de juros;  $\pi_t$  é a inflação;  $\pi^*$  é a meta para a taxa de inflação;  $\Upsilon_t$  é o produto real; e  $\bar{\Upsilon}_t$  é o produto potencial.

Se assumirmos  $i^*$  como a taxa de juros que prevalece quando  $\Upsilon_t = \bar{\Upsilon}_t$  e  $\pi_t = \pi^*$  e que ela é constante ao longo do tempo, temos que:

$$i_t = i^* + b(\pi_t - \pi^*) + c(\ln \Upsilon_t - \ln \bar{\Upsilon}_t) \quad (03)$$

O debate a respeito do caráter *forward-looking* dos agentes privados sugere que a Regra de Taylor deve incorporar expectativas racionais. Neste caso, como proposto por Clarida, Galí e Gertler (2000), a função de reação que capta expectativas futuras sobre a inflação e o produto pode ser escrita como:

$$i_t^* = i^* + \beta (E[\pi_{t,k}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma E[x_{t,q}|\Omega_t] \quad (04)$$

em que  $i_t^*$  é a meta para a taxa de juros nominal para o período  $t$ ;  $i^*$  é a taxa de juros nominal de equilíbrio no longo prazo;  $\pi_{t,k}$  é a variação percentual do nível de preços entre os períodos  $t$  e  $t+k$ ;  $\pi^*$  é a meta para a taxa de inflação; e  $x_{t,q}$  é uma medida da média do hiato do produto entre os períodos  $t$  e  $t+q$ . Além disso,  $E[\cdot]$  é o operador de esperança e  $\Omega_t$  é o conjunto de informações disponíveis no período em que o Banco Central define a taxa de juros.

Notadamente, a regra prospectiva proposta na equação (4) abriga a regra de Taylor como um caso especial: se a inflação passada ou uma combinação linear da inflação defasada e do hiato do produto for estatisticamente suficiente para prever a inflação futura, a equação retorna à Regra de Taylor original.

Contudo, na ausência de modificações, a função de reação até aqui proposta é demasiadamente restritiva para descrever mudanças reais na taxa de juros. Segundo Clarida, Galí e Gertler (1998), uma regra simples como a equação (4) não pode capturar a tendência do Banco Central para suavizar as alterações nas taxas de juros. O medo de perturbar os mercados de capitais e da perda súbita de credibilidade provocada por grandes alterações de política, a necessidade de construção de consenso para apoiar a mudança de política, etc. são tradicionalmente as explicações para atenuar alterações na taxa de juros. Capturar esses fatores explicitamente é bastante difícil e, por isso, Clarida, Galí e Gertler (2000) propõem uma especificação empírica que assume que a taxa de juros atual é parcialmente ajustada para a meta, como se segue:

$$i_t = \rho(L) i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* + v_t \quad (05)$$

em que  $\rho(L) = \rho_1 + \rho_2 L + \dots + \rho_n L^{n-1}$ ;  $\rho = \rho(1)$ ;  $v_t$  é um choque exógeno (com média zero) da taxa de juros; e  $i_t^*$  é a meta para a taxa de juros.

A equação (5) postula ajustamento parcial da taxa de juros para a meta,  $i_t^*$ . Em cada período o Banco Central ajusta a taxa de juros para eliminar uma fração de  $(1 - \rho)$  da diferença entre o seu nível atual e uma combinação linear de seus valores passados. Neste sentido,  $\rho$  é um indicador do grau de suavização das variações da taxa de juros.

Combinando esta equação de ajustamento parcial com o modelo para determinação de  $i_t^*$ , dado pela equação (4), a regra de política monetária fica:

$$i_t = \rho(L) i_{t-1} + (1 - \rho) \{i^* + \beta (E[\pi_{t,k}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma E[x_{t,q}|\Omega_t]\} + v_t \quad (06)$$

Diversos autores vêm argumentando que os Bancos Centrais não poderiam ignorar movimentos da taxa de câmbio, principalmente em países em desenvolvimento, na condução da política monetária. Para Mishkin (2007), haveria duas abordagens para a reação: a atuação direta, na qual a autoridade monetária utiliza seus instrumentos visando atingir uma meta para a taxa de câmbio; e a atuação indireta, na qual ela não atua visando movimentações cambiais.

Em um caso no qual o Banco Central assume uma atuação ativa, a taxa de câmbio também é meta para a política monetária, de modo que a taxa de juros deveria responder a variações cambiais. Para este caso, a regra de Taylor pode ser modificada acrescentando as variações da taxa de câmbio observada em determinado período ( $e_{t-1}$ ):

$$i_t = \rho(L) i_{t-1} + (1 - \rho) \{i^* + \beta (E[\pi_{t,k}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma E[x_{t,q}|\Omega_t] + \varphi e_{t-1}\} + v_t \quad (07)$$

A experiência vem mostrando que as funções de reação para economias em desenvolvimento são significativamente mais complexas, uma vez postos os diversos dilemas e desafios encontrados por tais economias. Além da taxa de câmbio, os diversos problemas, relativos à dívida pública, enfrentados por tais economias nas últimas décadas e a possibilidade de uma condução contraproducente da política monetária na ausência de uma política fiscal saudável apontam para possíveis efeitos de variáveis fiscais sobre as decisões da autoridade monetária. Neste caso, a Regra de Taylor generalizada pode ser escrita como:

$$i_t = \rho(L) i_{t-1} + (1 - \rho) \{i^* + \beta (E[\pi_{t,k}|\Omega_t] - \pi^*) + \gamma E[x_{t,q}|\Omega_t] + \varphi e_{t-1} + \delta d_t\} + v_t \quad (08)$$

em que  $d_t$  é uma variável fiscal.

Vale ressaltar, ainda, que não existe um consenso sobre qual o peso a ser dado a cada uma das variáveis na definição da taxa de juros, além de que o comportamento e a volatilidade da economia dependerão dos valores de parâmetros do modelo. Diversos trabalhos buscaram analisar a condução da política monetária brasileira por meio de estimações da Regra de Taylor para diferentes períodos e com diferentes metodologias, como pode ser observado no Quadro 1.

Quadro 1: Literatura Empírica para o Brasil

Trabalho	Período	Metodologia	Principais Resultados
Soares e Barbosa (2006)	1999.06 2005.01	GMM	Os resultados indicam o ajuste gradual da taxa de juros, reação acentuada a desvios da expectativa de inflação em relação à meta e a abertura de hiatos do produto e importância considerável da taxa de câmbio real na condução da política monetária.
Correia e Amaral (2007)	2001.07 2007.12	VAR	Inflação de preços livres não é significativa no processo de determinação da taxa de juros, ao contrário da inflação de preços administrados. A taxa de câmbio e o endividamento público possuem influência indireta sobre os juros.
Oliveira <i>et al.</i> (2013)	2000.01 2011.12	MCO com quebras estruturais	A atuação da autoridade monetária foi relativamente centrada em controlar a inflação. O hiato do produto só teve importância na condução da política monetária após a quebra de 2007.10, enquanto a taxa de câmbio não foi significativa durante todo período.
Nobre e Moreira (2007)	2005.01 2012.07	MCO	Apenas o desvio da inflação em relação à meta e à taxa de juros defasada são significantes nas estimações, indicando ajustes da taxa de juros graduais em resposta a desvios da inflação corrente.

De forma geral, as pesquisas empíricas que analisam a condução da política monetária brasileira por intermédio de estimações da Regra de Taylor possuem divergências consideráveis. Além disso, a influência do endividamento público nas decisões quanto à taxa de juros, observada por alguns autores, indica a necessidade de inclusão de variáveis fiscais nas funções de reação do BCB estimadas. É notória, portanto, a importância de novos estudos de modo a aprofundar a análise do tema. O presente trabalho busca, portanto, contribuir para o avanço desta discussão.

## 4. Metodologia e dados

A análise empírica para a determinação da regra de política monetária do BCB será baseada na econometria de séries temporais<sup>1</sup>. Basicamente, serão realizadas estimações por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)<sup>2</sup> e por Vetores Autorregressivos (VAR) com dados para o período entre janeiro de 2004 e julho de 2014. A opção pela utilização da metodologia VAR se justifica por ela permitir que as inter-relações dinâmicas entre as variáveis e seus choques sejam analisadas sem uma especificação completa da estrutura da economia. A subseção a seguir apresenta as características dessa abordagem.

### 4.1 Metodologia dos Vetores Autorregressivos (VAR)

A metodologia VAR foi proposta e aplicada inicialmente por Sims (1980, 1986) como alternativa aos modelos estruturais de múltiplas equações simultâneas que, segundo o autor, continham muitas restrições “incríveis” de identificação. Esta pode ser entendida como uma extensão de uma regressão univariada para um ambiente multivariado em que cada equação definida pelo sistema é uma regressão por MQO de uma determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo (Stock; Watson, 2001). A vantagem desta metodologia está em considerar todas as variáveis endógenas, fugindo da subjetividade da decisão sobre quais serão endógenas ou exógenas. Assim, as diversas equações são determinadas simultaneamente, estimando as diversas relações dinâmicas sem, *a priori*, a imposição de fortes restrições.

Ao contrário das críticas apontadas inicialmente quanto ao possível caráter “ateórico”, é fácil verificar que a escolha das variáveis reflete sempre a orientação do autor. Na realidade, este tipo de modelo apenas elimina a necessidade de condições especiais de identificação e o problema da antecipação da forma original através de modelagens.

Para a modelagem VAR pode-se construir uma representação geral para  $n$  processos estocásticos  $x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt}$ , como:

$$x_t = \alpha_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (09)$$

$$\text{em que } x_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ \vdots \\ x_{nt} \end{bmatrix}; \alpha_0 = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \vdots \\ \alpha_{n0} \end{bmatrix}; \beta_i = \begin{bmatrix} \beta_{i,11} & \dots & \beta_{i,1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{i,n1} & \dots & \beta_{i,nn} \end{bmatrix}; i = 1, \dots, p; \text{ e } \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix}.$$

E também,  $\varepsilon_{it} \sim I(0)$  e  $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{st}) = 0$  para  $i \neq s$ .

A estimação por meio deste método é de difícil interpretação direta, de modo que os resultados são normalmente sumarizados por certas funções destas matrizes, isto é, Funções de Resposta a Impulsos, Decomposição de Variância do Erro de Previsão e Teste de Causalidade de Granger.

<sup>1</sup>Os procedimentos econométricos deste trabalho foram realizados utilizando o pacote econométrico Eviews 9.

<sup>2</sup>A metodologia MQO é vastamente conhecida, não cabendo aqui uma análise pormenorizada. Para detalhes a respeito da mesma, conferir Gujarati e Porter (2011) e Greene (2012).

## 4.2 Dados

As variáveis utilizadas nas estimações estão relatadas a seguir<sup>3</sup>. Todas estas são mensais e descrevem o período entre janeiro de 2004 e julho de 2014:

**SELIC** ( $i_t$ ) – taxa básica de juros mensal (*Selic Overnight*) anualizada (fonte: Banco Central do Brasil – BCB).

**IPCA** ( $\pi_t - \pi^*$ ) – desvio do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) acumulado de doze meses em relação à meta determinada pelo Conselho Monetário Nacional (fonte: Sistema Nacional de Índice de Preços ao Consumidor – IBGE/SNIPC).

**EIPCA** ( $E_t\{\pi_{t+1} - \pi^* | I_t\}$ ) – desvio esperado da inflação acumulada em doze meses em relação à meta determinada pelo Conselho Monetário Nacional (fonte: Banco Central do Brasil – BCB).

**HIATO** ( $y_t$ ) – índice de crescimento da atividade econômica dada pelo Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br), extraído de sua tendência via Filtro HP<sup>4</sup>.

**TCRE** ( $e$ ) – índice da taxa de câmbio real efetiva em US\$/R\$ (fonte: Banco de Compensações Internacionais – BIS), extraído de sua tendência via filtro HP.

**DIV** ( $d$ ) – dívida líquida do setor público em relação ao PIB, extraído de sua tendência via Filtro HP (fonte: Secretaria do Tesouro Nacional – STN).

**CRISE** – *dummy* correspondente ao período mais severo da crise mundial, a saber, entre julho de 2008 e junho de 2009.

A utilização da taxa Selic e do IPCA se deve ao fato de serem, respectivamente, o instrumento primário da política monetária e o índice de preços usado como medida na fixação da meta para inflação no Brasil. A *proxy* para a inflação esperada foi escolhida por sintetizar as expectativas de dezenas de bancos, gestores de recursos, corretoras, consultorias, etc. e ser elaborada pela própria autoridade monetária. A taxa de câmbio real efetiva do BIS foi utilizada por permitir verificar qual o comportamento do BCB frente às flutuações da taxa de câmbio real entre a moeda nacional e as moedas dos principais parceiros comerciais. A opção pelo conceito líquido para o endividamento público ocorreu por ser uma melhor *proxy* para a condução da política fiscal que o conceito bruto, uma vez que não inclui as operações compromissadas do BCB. Por fim, a inclusão da *dummy* para o período entre julho de 2008 e junho de 2009 é mais bem entendida observando a Figura 1. Como pode ser percebido, nesse período está concentrada a maior parcela dos impactos da crise mundial sobre a economia brasileira. Logo, a inclusão desta variável *dummy* permite avaliar se a condução da política monetária foi diferente durante a fase mais acentuada da crise.

Na Tabela 1 são apresentadas estatísticas que caracterizam as variáveis para o período em análise. É perceptível o elevado nível da taxa de juros brasileira, que teve valor médio de 12,19%. A média (0,96%) e a mediana (1,18%) do desvio do IPCA acumulado em doze meses nos assinalam que a inflação esteve consistentemente acima da meta. O desvio esperado da inflação de doze meses tem mediana de 0,51%, indicando que durante a maior parte do período as expectativas de mercado eram de uma inflação superior à meta. A taxa de câmbio real efetiva, depois de extraída a tendência de longo prazo, se mostrou bastante instável, como indica o elevado desvio padrão (5,13%). Já a variável referente às flutuações de curto prazo da atividade econômica apresentou desvio padrão de 2,1%, que em parte é explicado pela presença de um pico de 5,54% e um vale de -6,55% que são relacionados, respectivamente, com a forte aceleração da economia ao longo do primeiro semestre de 2008 e com a acentuação da crise mundial, conforme observado na Figura 1.

<sup>3</sup>Os dados utilizados estão disponíveis no site do Ipeadata, com exceção dos referentes à taxa de câmbio real efetiva que estão disponíveis no site do Banco de Compensações Internacionais (BIS).

<sup>4</sup>O filtro Hodrick-Prescott (HP) é amplamente utilizado para a remoção de flutuações de baixa frequência nas séries, isto é, para a separação de tendências de longo prazo e componentes de curto prazo. Para maiores detalhes, conferir Hodrick e Prescott (1997).

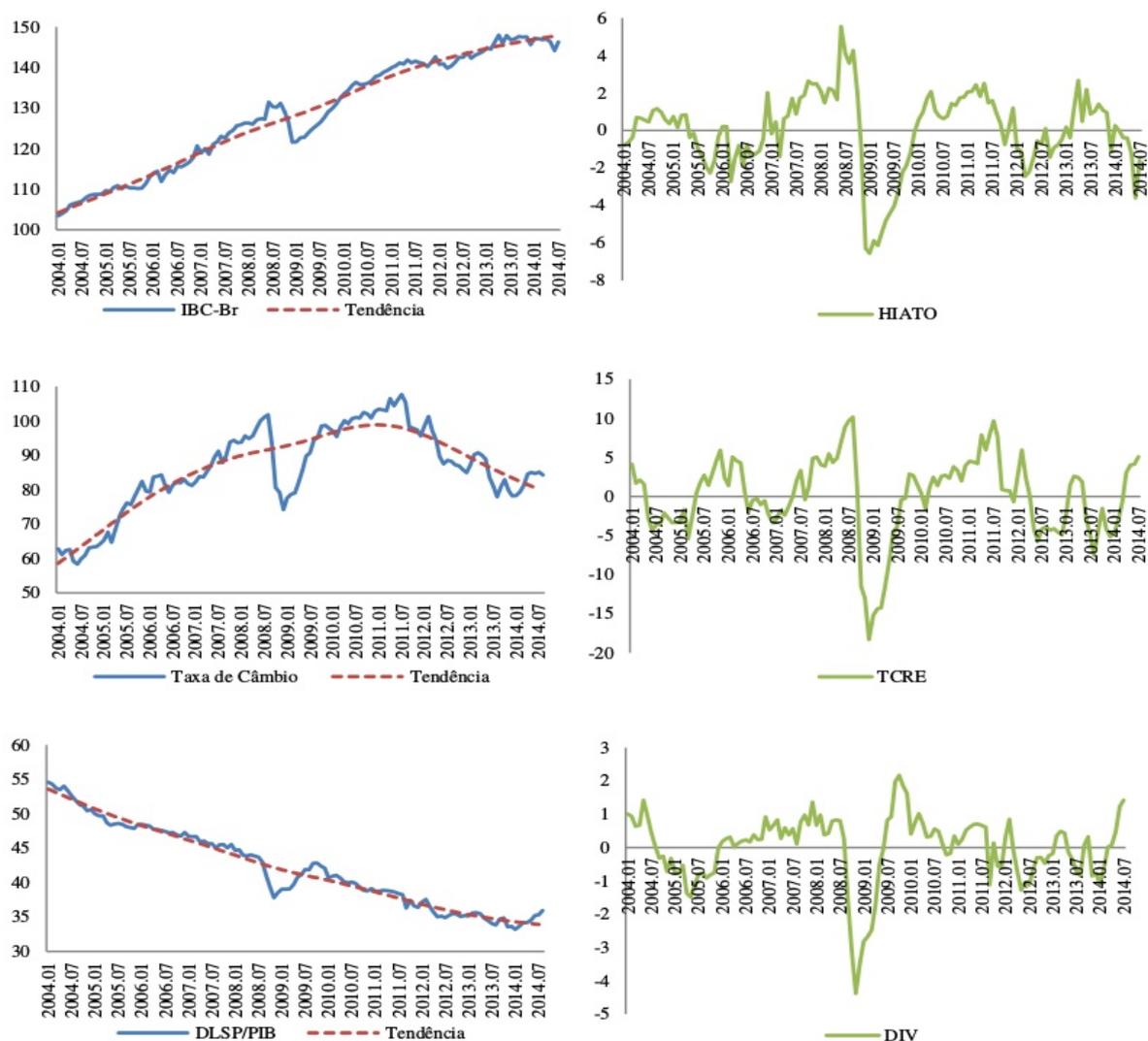


Figura 1: Extração de Tendência via Filtro de Hodrick-Prescott (HP)

Fonte: Resultado da pesquisa.

Tabela 1: Descrição das Variáveis (2004-01/2014-07)

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
selic	12,19	11,37	21,82	6,08	3,57
ipca	0,96	1,18	3,57	-1,54	1,14
eipca	0,48	0,51	1,92	-1,10	0,73
hiato		0,36	5,54	-6,55	2,10
tcre		0,83	10,14	-18,29	5,12
div		0,23	2,17	-4,38	1,04

Fonte: BCB, IBGE/SNIPC, BIS e STN.

### 4.3 Estacionariedade

A maioria dos procedimentos envolvendo séries temporais supõe que estas sejam estacionárias. Logo, é essencial a constatação da estacionariedade das séries para os procedimentos a serem realizados.

As Tabelas 2 e 3 apresentam os valores dos testes KPSS, ADF e PP para as variáveis utilizadas no modelo. A hipótese nula dos testes ADF e PP é que a série apresenta raiz unitária, enquanto o teste KPSS considera como hipótese nula que ela é estacionária. Devido ao baixo poder contra séries

estacionárias dos dois primeiros testes, optou-se pela utilização do teste KPSS como principal referência para a identificação da estacionariedade das séries. Ao nível de 1% a hipótese nula não pode ser rejeitada para nenhuma das variáveis, indicando que elas não possuem raiz unitária. Desta forma, não é necessário a utilização das variáveis em primeira diferença, de modo que as estimações da próxima seção serão realizadas com estas em nível.

Tabela 2: Teste de Raiz Unitária (KPSS - Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin)

Variável	Largura da Banda	Constante	Tendência	LM-Est.	Valor Crítico* (1%)	Valor Crítico* (1%)
selic	9	sim	sim	0,1408	0,2160	0,1460
ipca	9	sim	sim	0,1182	0,2160	0,1460
eipca	9	sim	sim	0,2093	0,2160	0,1460
hiato	8	sim	não	0,0377	0,7390	0,4630
tcre	8	sim	não	0,0431	0,7390	0,4630
div	8	sim	não	0,0354	0,7390	0,4630

Nota: \* Valores estabelecidos conforme tabulação de Kwiatkowski et al. (1992, Tabela 1)

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 3: Testes de Raiz Unitária (Augmented Dickey Fuller e Phillips-Perron)

Variável	ADF				PP			
	Defasagens	Constante	Tendência	Prob.	Largura da Banda	Constante	Tendência	Prob.
selic	12	não	não	0,1666	5	sim	sim	0,0265
ipca	01	sim	não	0,0588	4	não	não	0,0626
eipca	00	não	não	0,3222	3	não	não	0,2874
hiato	00	não	não	0,0021	3	não	não	0,0010
tcre	01	não	não	0,0001	0	não	não	0,0053
div	01	não	não	0,0012	1	não	não	0,0031

Nota: Os valores críticos para a rejeição da hipótese nula da existência de raiz unitária foram gerados pelo pacote econométrico Eviews 9, conforme tabulação desenvolvida em MacKinnon (1996)

Fonte: Resultados da pesquisa.

## 5. Resultados

Nesta seção serão apresentados e estimados os modelos utilizados para a análise da Política Monetária brasileira no período entre 2004 e 2014. Primeiramente, serão estimadas Regras de Taylor com diferentes especificações. Em seguida, será realizada a estimação do modelo VAR, cujos resultados serão avaliados por intermédio de Funções de Resposta a Impulsos, da Decomposição de Variância do Erro de Previsão e do Teste de Causalidade de Granger.

### 5.1 Estimações por Mínimos Quadrados Ordinários

Como dito anteriormente, ao contrário das diversas críticas recebidas, o regime de metas para inflação não significa falta de comprometimento da autoridade monetária com outros objetivos. Para avaliarmos os principais determinantes na condução da política monetária foram estimadas funções de reação do BCB com seis especificações. A primeira corresponde à Regra de Taylor original, segundo a qual a taxa de juros é ajustada de acordo com o desvio da inflação corrente em relação a uma dada meta e com o desvio do produto em relação a seu potencial. A segunda especificação é uma reformulação desta primeira e leva em consideração o caráter *forward-looking* dos agentes privados, de

modo que a taxa de juros deve ser ajustada de acordo com o desvio esperado da inflação e com o hiato do produto.

As demais especificações foram elaboradas a partir das duas iniciais: as regras (III) e (IV) levam em consideração a importância das flutuações cambiais nas decisões de política monetária; e as regras (V) e (VI), além das flutuações cambiais, consideram a preocupação com a gestão do endividamento público. Vale ressaltar, ainda, que estão presentes nestas quatro especificações dois termos de suavização e que as duas últimas são também acrescidas da *dummy* correspondente ao período mais acentuado da crise econômica mundial ocorrida no período.

A Tabela 4 traz os resultados das estimações propostas. A primeira especificação aponta para a importância do desvio da inflação em relação à meta nas decisões da autoridade monetária, indicado pelo elevado valor do coeficiente (0,621) a ele referente e sua significância estatística a 5%. Por outro lado, o coeficiente do hiato do produto (-0,1054), além de não ser significativo estatisticamente nem a 10%, apresenta uma relação oposta à esperada: quando o hiato do produto fica negativo, isto é, o produto cresce menos que seu potencial, a taxa de juros seria elevada. O efeito seria uma redução do produto e um aumento do hiato, de modo que a atuação é inconsistente em relação aos objetivos pretendidos.

Os resultados para a especificação (II) apontam para uma relação oposta àquela que deveria ocorrer sob um regime de metas para inflação também para o desvio esperado da inflação. Segundo os valores apresentados na Tabela 4, quando a expectativa para a inflação ultrapassa a meta, a taxa de juros deveria ser reduzida, ação que teria por efeito uma aceleração da elevação dos preços e que, portanto, também é inconsistente com o regime. Além disso, o coeficiente estimado para o desvio esperado (-0,8649) só é significativo a 10%, enquanto o coeficiente para o hiato (-0,0311) não é significativo nem a esse nível. O  $R^2$  indica que pouco mais de 3% dos valores observados para a taxa de juros pode ser explicado pelo modelo. Já o valor do F-estatístico aponta que as variáveis utilizadas em ambas as especificações não são conjuntamente significantes para explicar as variações da taxa de juros a 5%, sinalizando para o fato de que o modelo é inadequado para a realidade brasileira no período. Por fim, o Teste LM para Autocorrelação dos Resíduos indica a presença de correlação serial. Como resposta a este problema, as especificações seguintes foram estimadas seguindo um modelo com um termo MA (1).

Nas especificações (III) e (IV), a forte significância estatística e o elevado valor dos coeficientes referentes às defasagens da taxa de juros (0,5922 e 0,3939 para terceira especificação e 0,6062 e 0,3984 para especificação seguinte) indicam a importância dada à suavização da taxa de juros na condução da política monetária. Além disso, o hiato (0,1767 e 0,1629, respectivamente) passou a ser significativo a 1% e a apresentar a relação esperada na determinação da taxa de juros. Os coeficientes referentes ao desvio corrente (0,1731) e esperado da inflação (0,239) também são estatisticamente significantes, apresentam valor considerável e efeito esperado na atuação da autoridade monetária. Contudo, na terceira especificação o hiato (0,1767) se mostra mais importante na determinação da taxa de juros que o desvio corrente da inflação, enquanto na especificação seguinte o desvio esperado da inflação apresenta-se com maior peso.

Em ambos os casos, o coeficiente para a taxa de câmbio real efetiva (US\$/R\$) (-0,0171 e -0,0111, respectivamente) indica a relação esperada: uma queda no valor da variável representa uma depreciação cambial e, neste caso, a atuação esperada é a elevação da taxa de juros, o que, segundo os valores apresentados na Tabela 4, efetivamente ocorre. Por outro lado, os coeficientes apresentam valores muito baixos e não possuem significância estatística. No entanto, o F-estatístico indica que as variáveis utilizadas no modelo são conjuntamente significantes. Por fim, o coeficiente de determinação agora aponta para uma capacidade de explicação dos valores da taxa de juros elevada (acima de 90% em ambas as especificações) e os testes LM indicam que a autocorrelação não está presente nestes modelos.

Nas duas últimas especificações, a importância dada à suavização da taxa de juros na condução da política monetária novamente se apresenta. Os coeficientes referentes ao desvio corrente (0,2527) e esperado da inflação (0,3491) e ao hiato do produto (0,1837 e 0,1652, respectivamente) se mantêm significativos mesmo a 1%. Por outro lado, a elevação dos valores dos coeficientes indica maior peso nas decisões da autoridade monetária e, desta vez, em ambas as especificações o hiato foi menos importante que os desvios da inflação. Além disso, as flutuações de curto prazo da taxa de câmbio (-

0,0469 e -0,024, respectivamente) se mantêm apresentando a relação esperada, mas com efeitos muito fracos, e apenas na especificação (V) o coeficiente é significativo.

Nas duas especificações, a variação do endividamento tem o efeito esperado e maior importância sobre a gestão da política monetária que o hiato do produto, além de ser significativo estatisticamente. Já o coeficiente da *dummy* de crise mundial indica que durante o período mais agudo da crise a taxa de juros foi 0,2377 e 0,4696 pontos percentuais – respectivamente para as especificações (V) e (VI) – mais acentuada. Entretanto, ele é significativo, mesmo a 10%, apenas na especificação (VI). Novamente, o  $R^2$  indica a acentuada capacidade explicativa do modelo, o F-estatístico aponta para a significância conjunta das variáveis utilizadas e o teste LM assinala a ausência de correlação serial.

Em suma, é possível destacar algumas características da condução da política monetária a partir dos resultados das estimações das especificações (III) a (VI) para a Regra de Taylor. Em primeiro lugar, os elevados valores para os coeficientes correspondentes à taxa de juros defasada indicam a elevada relevância dada à suavização da taxa de juros na condução da política monetária. Neste caso, evitar elevados choques na taxa de juros é mais importante para a autoridade monetária que conter variações inflacionárias.

Tabela 4: Determinantes da Taxa Selic

Regressores	LR					
	I	II	III	IV	V	VI
<i>constante</i>	11,5932*** (0,4095)	12,5966*** (0,3767)	-0,0524 (0,2043)	-0,2246 (0,2277)	-0,3331 (0,2157)	-0,5585** (0,2644)
<i>selic<sub>t-1</sub></i>			0,5922*** (0,1189)	0,6062*** (0,1203)	0,6328*** (0,1151)	0,6502*** (0,1176)
<i>selic<sub>t-2</sub></i>			0,3939*** (0,116)	0,3984*** (0,1190)	0,3689*** (0,1136)	0,3744*** (0,1172)
<i>ipca<sub>t</sub></i>	0,621** (0,2761)		0,1731*** (0,0518)		0,2527*** (0,062)	
<i>eipca<sub>t</sub></i>		-0,8649* (0,4398)		0,239*** (0,0855)		0,3491*** (0,0981)
<i>hiato<sub>t</sub></i>	-0,1054 (0,1499)	-0,0311 (0,1525)	0,1767*** (0,0381)	0,1629*** (0,0401)	0,1837*** (0,0362)	0,1652*** (0,0377)
<i>tcre<sub>t</sub></i>			-0,0171 (0,0146)	-0,0111 (0,0153)	-0,0469** (0,0196)	-0,024 (0,0186)
<i>div<sub>t</sub></i>					0,2516** (0,1115)	0,1977* (0,1114)
<i>crise</i>					0,2377 (0,2318)	0,4696* (0,2624)
$\varepsilon_{t-1}$			-0,4624*** (0,1156)	-0,4481*** (0,1178)	-0,513*** (0,11)	-0,5048*** (0,111)
$R^2$	0,0415	0,0325	0,9098	0,9072	0,9135	0,9101
F-estatístico (p-valores)	0,0724	0,1286	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Teste LM para Auto- correlação (p-valores)	0,0000	0,0000	0,6017	0,7489	0,7450	0,9455

Nota: \*, \*\* e \*\*\* indicam que o coeficiente é significativo aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Erros padrão entre parênteses

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por outro lado, os resultados indicam que a autoridade monetária está mais comprometida com o controle inflacionário do que com a atividade econômica. Já os baixos valores calculados para os coeficientes das flutuações de curto prazo da taxa de câmbio e sua insignificância estatística na maioria das especificações apontam para a pouca – ou nenhuma – relevância dada a esta questão na condução da política monetária.

Por último, nas especificações (V) e (VI) é possível perceber que um dos determinantes da condução da política monetária é o endividamento público, visto que os coeficientes são significativos a 5% e 10%, respectivamente, e possuem valores consideráveis. Estes resultados são compatíveis com o cenário de deterioração da política fiscal nos últimos anos da série e dão indícios da existência do que a literatura chama de dominância fiscal ou regime não-ricardiano<sup>5</sup>, ou seja, lidamos com um contexto no qual a autoridade monetária é forçada a gerar as receitas de senhoriagem necessárias à solvência do governo.

## 5.2 Estimação do Modelo VAR

No modelo VAR estimado estarão presentes uma constante e a variável exógena crise (*dummy* referente ao período mais severo da crise mundial: julho de 2008 a junho de 2009), além das variáveis endógenas *selic*, *ipca*, *eipca*, *hiato*, *tre* e *div*. Para a estimação faz-se necessário estabelecer qual o melhor modelo por intermédio do procedimento de seleção do número necessário de defasagens. Os diversos testes realizados com tal finalidade estão presentes na Tabela 5. Como os critérios de seleção recomendam utilizar quantidades diferentes de defasagens, optou-se pela utilização do Critério de Schwarz que definiu que a melhor especificação do modelo VAR apresenta-se com uma defasagem.

Tabela 5: Seleção do Melhor Modelo para a Estimação do VAR

Defasagens	Log-likelihood	LR	AIC	SC	HQ
Sistema com 0 defasagens	-1.227,38		20,83	21,11	20,94
Sistema com 1 defasagem	-653,53	1.070,53	11,79	12,91*	12,25
Sistema com 2 defasagens	-583,27	124,00	11,21*	13,18	12,01*
Sistema com 3 defasagens	-550,52	54,49	11,27	14,07	12,41
Sistema com 4 defasagens	-526,23	37,97	11,47	15,11	12,95
Sistema com 5 defasagens	-483,03	63,15*	11,35	15,83	13,17

Nota: Variáveis: *selic*, *ipca*, *eipca*, *hiato* *tre* e *div*; Dados: janeiro/2004 a julho/2014; LR = Teste estatístico LR sequencial modificado (cada teste ao nível de 5%); AIC = Critério Akaike; SC = Critério Schwarz; HQ = Critério Hannan-Quinn

Fonte: Resultados da pesquisa.

Para a interpretação geral do modelo VAR são utilizadas as ferramentas citadas anteriormente. Inicialmente são analisadas as Funções de Resposta a Impulsos Acumulada, que traçam o efeito acumulado de um choque em uma variável no valor das demais variáveis endógenas do sistema ao longo do tempo.

<sup>5</sup>Segundo Leeper (1991), pelo menos uma autoridade política define sua variável de controle ativamente, enquanto que pelo menos uma autoridade define sua variável de controle passivamente, como exigência de um orçamento do governo equilibrado. Se a autoridade monetária é ativa, a autoridade fiscal se ajusta para equilibrar o orçamento intertemporal do governo, isto é, os déficits primários se movimentam automaticamente para garantir a solvência fiscal para qualquer trajetória de nível de preço. Essa forma de coordenação é conhecida como dominância monetária ou regime ricardiano. Por outro lado, se a política fiscal é determinada sem preocupação com o equilíbrio orçamentário intertemporal do governo, a autoridade monetária é forçada a gerar as receitas de senhoriagem exigidas para garantir a solvência do governo, o que pode conduzi-la à perda de controle sobre o nível de preços. Para mais detalhes, conferir Sargent e Wallace (1983) e Leeper (1991).

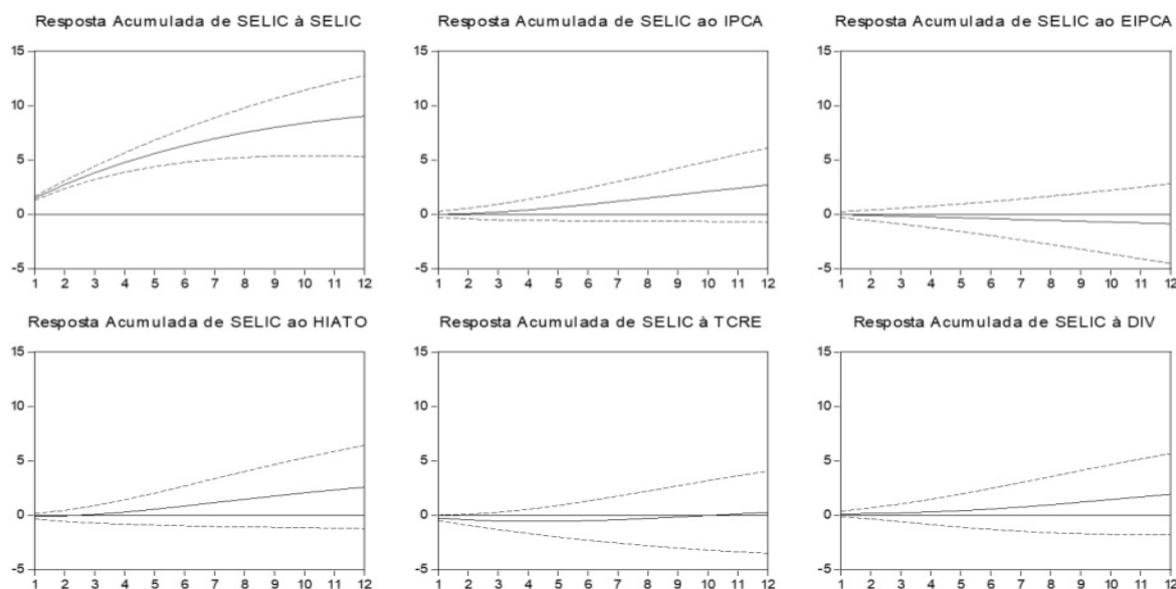


Figura 2: Resposta Acumulada de Selic Impulso Generalizado de 2 Desvios Padrão

Fonte: Resultados de pesquisa.

A Figura 2 corresponde às reações da taxa básica de juros a choques das demais variáveis, que afinal é nosso objeto de interesse. Percebe-se que a resposta acumulada a choques nela própria é intensa e se acumula ao longo do tempo, reforçando a característica destacada anteriormente de acentuada importância dada à suavização na atuação da autoridade monetária. Já a resposta a impulsos no desvio corrente da inflação também é positiva, mas se torna mais significativa apenas a partir do quinto mês, apontando para uma defasagem na atuação sobre a taxa de juros. Por outro lado, a resposta a choques na expectativa do desvio da inflação é oposta à esperada, isto é, ocorrem reduções da taxa de juros em resposta a impulsos no desvio esperado. Entretanto, o efeito acumulado é ínfimo, indicando que autoridade monetária responde muito mais a flutuações correntes do que a flutuações esperadas da inflação.

A resposta da taxa de juros a choques no hiato do produto é condizente com a resposta esperada. Além disso, tem efeito próximo do efeito de choques no desvio corrente da inflação, tanto na intensidade quanto nos períodos em que ela se acentua. Já a resposta a choques nas flutuações de curto prazo da taxa de câmbio tem efeito acumulado praticamente nulo, o que corrobora com as conclusões extraídas a partir das Regras de Taylor anteriormente calculadas. Por fim, a resposta a choques no endividamento público tem formato esperado, entretanto é menos intensa que aquelas referentes a choques no desvio corrente da inflação e no hiato do produto<sup>6</sup>.

A Tabela 6 apresenta os resultados para a Decomposição Generalizada de Variância do Erro de Previsão. Novamente, a importância dada à suavização da condução da política monetária tem grande destaque, uma vez que a maior parte das variações da taxa de juros é explicada por ela própria. Os demais resultados corroboram com conclusões anteriores do presente trabalho. A influência do desvio corrente da inflação é consideravelmente superior à do hiato do produto e da expectativa para o desvio da inflação. A taxa de câmbio apresenta importância mais acentuada nos primeiros meses. Porém, como observado anteriormente, o efeito é oposto ao esperado e, ao final de um ano, sua influência é praticamente inexistente. Por último, a variável referente ao endividamento público tem relativo destaque, já que se mostrou com elevada influência nas variações da taxa de juros no período, inclusive superior à influência das demais variáveis (com exceção da própria taxa de juros) somadas.

<sup>6</sup>Normalmente, a análise dinâmica de um VAR é realizada utilizando a Função de Resposta a Impulso “ortogonal”, cujos resultados dependem da ordenação das séries no VAR. Já a Função de Impulso Resposta generalizada, desenvolvida por Koop, Pesaran e Potter (1996) e Pesaran e Shin (1998), não possui tal restrição e por esta razão é utilizada no presente trabalho.

Tabela 6: Decomposição Generalizada de Variância do Erro de Previsão

Período	SELIC	IPCA	EIPCA	HIATO	TCRE	DIV
0	100%					
1	99,59%	0,08%	0,05%	0,19%	2,47%	1,93%
2	98,73%	0,28%	0,14%	0,33%	2,06%	2,56%
3	97,55%	0,57%	0,25%	0,62%	1,71%	3,39%
4	96,62%	0,92%	0,39%	0,98%	1,42%	4,40%
5	94,62%	1,29%	0,54%	1,33%	1,20%	5,53%
6	93,04%	1,66%	0,72%	1,64%	1,02%	6,75%
12	84,68%	3,43%	1,97%	2,59%	0,57%	13,46%

Nota: Valores calculados através do pacote Microfit5

Fonte: Resultados da pesquisa.

Por outro lado, é importante ressaltar que a existência de correlação não implica necessariamente em causalidade. Logo, o próximo passo da análise é averiguar a existência ou não de relações de causalidade entre as variáveis.

Para esta finalidade será utilizado o Teste de Causalidade de Granger. Ele assume que o futuro não pode causar o passado ou o presente, de modo que uma variável  $x$  só poderia causar outra variável  $y$  se a preceder temporalmente. Logo, a questão central do teste é saber quanto do valor presente de  $y$  pode ser explicado por valores passados dela mesma e, em seguida, verificar se a adição de valores defasados de  $x$  pode melhorar a explicação. Em termos formais, ele consiste em estimar a seguinte regressão:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_k y_{t-k} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_k x_{t-k} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Para a realização deste teste optou-se por escolher gradativamente o melhor número de defasagens, partindo-se de um modelo mais geral e, com base nos testes de significância dos coeficientes, ir estreitando o alcance do modelo. A Tabela 7 apresenta os resultados dos testes de causalidade.

A análise das relações de precedência temporal corrobora com as conclusões até aqui obtidas: a hipótese nula de não causalidade, no sentido Granger, pode ser rejeitada a 10% para todas as variáveis, com exceção da taxa de câmbio, que mais uma vez não se mostrou importante na condução da política monetária.

Tabela 7: Teste de Causalidade de Granger

Hipótese Nula	Defasagens	Teste de Wald	
		F-Estatístico	Probabilidade
<i>ipca</i> não causa, no sentido Granger, <i>selic</i>	3	51,2941	0,0023
<i>eipca</i> não causa, no sentido Granger, <i>selic</i>	3	3,2857	0,0233
<i>hiato</i> não causa, no sentido Granger, <i>selic</i>	3	9,9842	0,0000
<i>tcrc</i> não causa, no sentido Granger, <i>selic</i>	4	2,1781	0,1177
<i>div</i> não causa, no sentido Granger, <i>selic</i>	3	2,2784	0,0831

Nota: Valores calculados com os dados da pesquisa

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados das estimações sumarizados pelas diferentes funções da matriz do VAR nos fornecem importantes informações sobre a atuação da autoridade monetária brasileira. Primeiramente, é visível a elevada importância dada à suavização nas flutuações da taxa de juros, indicada pela grande relevância da taxa de juros defasada na decomposição da variância e pela acentuada resposta a

choques nela mesma.

Um dos objetivos centrais do regime de metas para inflação é ancorar as expectativas do mercado que, de forma geral, orientam o processo de formação de preços na economia. Contudo, quando observamos os resultados relacionados à inflação percebemos que maior importância é dada ao desvio da inflação corrente em relação à meta e não ao desvio esperado. Estes resultados indicam que o Banco Central não atua efetivamente vislumbrando alterar antecipadamente as expectativas dos agentes e assegurar que a formação de preços ocorra sem que a inflação se distancie da meta. Na realidade, é perceptível que a atuação sobre a taxa de juros é focada em responder às flutuações da inflação corrente, o que pode comprometer os objetivos da política monetária.

Já a resposta da taxa de juros a choques no hiato e os testes de decomposição da variância e de causalidade apontam para uma possível influência da atividade econômica nas decisões da autoridade monetária. Entretanto, os resultados indicam que sua influência é inferior à do desvio corrente da inflação, demonstrando a existência de um comprometimento mais acentuado com o controle da inflação do que com flutuações do produto. Por outro lado, a resposta praticamente nula na Função de Resposta a Impulso, a quase insignificante participação na variância da taxa de juros e a não significância no teste de causalidade de Granger refutam a hipótese de que a taxa de câmbio é determinante nas decisões dos patamares de juros internos.

Por fim, os resultados indicados para o endividamento público dão indício a uma possível inconsistência entre a atuação das autoridades fiscal e monetária, isto é, a existência de uma “dominância” fiscal. Neste caso, a política fiscal estaria sendo determinada sem preocupação com o equilíbrio orçamentário intertemporal do governo, forçando a autoridade monetária a gerar as receitas de senhoriagem necessárias à solvência do mesmo.

### 5.3 Resultados Gerais

A partir dos diferentes modelos utilizados para a análise da política monetária é possível apresentar algumas conclusões gerais obtidas.

Primeiramente, é perceptível a elevada relevância dada à suavização da taxa de juros na condução da política monetária, como pode ser notado pelos elevados valores dos coeficientes da taxa de juros defasada nas estimações da seção 5.1 e pela Decomposição da Variância do Erro de Previsão, que indicou que a maior parte das variações da taxa de juros é explicada por ela própria. Essa característica da atuação do BCB pode ser fruto do desejo de evitar alterações abruptas da taxa de juros, que dificultariam a formação de expectativas pelos agentes, e da necessidade de construção de consenso para apoiar mudanças de política. Outra explicação plausível é que a atuação suave é desejada pela autoridade monetária por tornar a flutuação do endividamento público mais previsível e menos abrupta, já que parcela importante da dívida é indexada à taxa Selic.

A significância estatística do hiato do produto nas especificações (III) a (VI) na seção 5.1, sua causalidade, no sentido de Granger, e a acentuada resposta da Selic para impulsos nesta variável, inclusive superior à resposta a impulsos no desvio corrente da inflação, indicam que as decisões da autoridade monetária são tomadas sem desconsiderar a atividade econômica.

Os baixos valores calculados para os coeficientes das flutuações de curto prazo da taxa de câmbio e sua insignificância estatística na maioria das especificações, a resposta pouco considerável da Selic a um impulso nesta variável, sua participação muito baixa nas variações da taxa de juros e sua não causalidade, no sentido de Granger, apontam para a pouca relevância dada a esta questão pela autoridade monetária. Tal conclusão é antagônica à afirmação de alguns autores de que a taxa de juros tem sido utilizada fundamentalmente para controlar movimentos cambiais.

O valor elevado dos coeficientes da variável referente ao endividamento público e sua significância estatística nas estimações da primeira seção, somados à grande importância desta para explicar as variações da taxa de juros e sua causalidade (ao nível de significância de 10%), no sentido de Granger, indicam uma provável inconsistência entre a atuação das autoridades fiscal e monetária. Significa que a política fiscal estaria sendo determinada sem preocupação com o equilíbrio orçamentário intertemporal do governo, forçando a autoridade monetária a gerar as receitas de senhoriagem necessárias à solvência do mesmo, o que pode levar à perda do controle inflacionário.

Sem dúvida, este seria um cenário compatível com a piora acentuada das contas públicas nos anos finais da série.

Em suma, é dada elevada relevância à suavização da taxa de juros e os desvios da inflação em relação à meta e ao hiato do produto são considerados na condução da política monetária. Além disso, não há sinais de que as flutuações de curto prazo da taxa de câmbio real efetiva tenham papel de destaque sobre a atuação da autoridade monetária. Por fim, os resultados dão indícios de uma possível “dominância fiscal” na condução da política econômica brasileira.

## 6. Considerações Finais

O presente trabalho buscou avaliar a condução da política monetária brasileira entre janeiro de 2004 e julho de 2014. A hipótese básica era que a reação do BCB em termos de taxa de juros, em um ambiente de adoção do regime de metas para inflação, é influenciada pela análise de diversos fatores além da inflação, tais como o crescimento econômico e a dinâmica do endividamento público. Para testar tal hipótese, buscou-se determinar quais seriam os fatores, além da inflação, que influenciariam sua atuação.

A análise empírica, realizada por meio de estimações por MQO das várias especificações propostas para a Regra de Taylor e do modelo VAR, corrobora com a hipótese básica do trabalho. Ambas as metodologias utilizadas apontam para uma diversidade de fatores considerados na condução da política monetária: suavização da taxa de juros, desvios (esperados e correntes) da inflação em relação à meta, hiato do produto e endividamento público. Os resultados ainda permitem contestar a hipótese levantada por alguns autores de que a taxa de juros brasileira vem sendo utilizada fundamentalmente para controlar movimentos cambiais.

Por fim, vale ressaltar os problemas inerentes à atual condução da política econômica. Os resultados do modelo VAR indicam que maior importância é dada pela autoridade monetária ao desvio da inflação corrente em relação à meta e não ao desvio esperado, isto é, o Banco Central não atua buscando alterar antecipadamente as expectativas dos agentes e assegurar que a formação de preços ocorra sem que a inflação se distancie da meta, mas, sim, respondendo às flutuações da inflação corrente, o que pode comprometer os objetivos da política monetária. Além disso, os resultados de todas as estimações indicaram a relevância de se incorporar uma variável fiscal na função de reação do BCB, ou seja, o descuido da política fiscal com o equilíbrio orçamentário intertemporal do governo vem forçando a política monetária a gerar receitas de senhoriagem exigidas para garantir a solvência do governo. Esta possível interação inconsistente das políticas pode estar prejudicando o controle inflacionário e tornando o cenário de atuação da autoridade monetária extremamente desafiador.

## Referências

BERNANKE, B. S.; MISHKIN, F. S. Inflation Targeting: a New Framework for Monetary Policy? **The Journal of Economic Perspectives**, v. 11, n. 2, p. 97-116, 1997. DOI: 10.3386/w5893

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence. **European Economic Review**, v. 42, n. 6, p. 1033-1067, 1998. DOI: 10.1016/S0014-2921(98)00016-6

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 147-180, 2000. DOI: 10.3386/w6442

CORREIA, F.; AMARAL, R. Política Monetária e a Determinação da Função Reação do Banco Central Brasileiro. **Economia e Desenvolvimento**, v. 7, n. 1, p. 85-122, 2008.

FRIEDMAN, M. The Role of Monetary Policy. **American Economic Review**, v. 58, n. 1, p. 1-17, 1968.

GREENE, W. **Econometric Analysis**. 7 ed. New York: Pearson, 2012.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5 ed. Porto Alegre: AMGH Editora, 2011.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation.

- Journal of Money Credit and Banking**, v. 29, n. 1, p. 1-16, 1997.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. **Journal of Econometrics**, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996. DOI: 10.1016/0304-4076(95)01753-4
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992. DOI: 10.1016/0304-4076(92)90104-Y
- MACKINNON, J. G. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. **Journal of Applied Econometrics**, v. 11, n. 6, p. 601-618, 1996. DOI: 10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601:AID-JAE417>3.0.CO;2-T
- MISHKIN, F. S. International Experiences with Different Monetary Policy Regimes. **Journal of Monetary Economics**, v. 43, n. 3, p. 579-606, 1999. DOI: 10.3386/w6965
- MISHKIN, F. S. Inflation Targeting. In: SNOWDON, B. and VANE, H. R. (eds). **Encyclopedia of Macroeconomics**. Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA: Edward Elgar, 2002. p. 361-365.
- MISHKIN, F. S. **Monetary Policy Strategy**. Cambridge: The MIT Press, 2007.
- NOBRE, R. A. C.; MOREIRA, R. R. A Política Monetária Brasileira tem Aumentado Seu Grau de Inércia? Evidências a Partir de uma Investigação Econométrica. **Pesquisa & Debate**, v. 25, n. 1, p. 137-162, 2014.
- OLIVEIRA, N. S. M. N.; MEDEIROS, E. R.; MEDEIROS, G. B.; ARAGÓN, E. K. S. B.; SESSO FILHO, U. A. Testando Mudanças Estruturais na Regra de Taylor: Um Estudo Empírico para o Brasil (2000-2011). **Revista de Economia**, v. 39, n. 2, p. 28-50, 2013. DOI: 10.5380/re.v39i2.31391
- PESARAN, H. H.; SHIN, Y. Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. **Economic Letters**, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998. DOI: 10.1016/S0165-1765(97)00214-0
- SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980. DOI: 10.2307/1912017
- SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? **Minneapolis Federal Reserve Bank Quarterly Review**, v. 10, n. 1, p. 2-16, 1986.
- SNOWDON, B.; VANE, H. **Modern Macroeconomics**. Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA: Edward Elgar, 2005.
- SOARES, J. J. S.; BARBOSA, F. H. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. In: XXIV Encontro Nacional de Economia, p. 1-19, Salvador-BA, 2006. **Anais**. Brasília: ANPEC, 2006.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Vector Autoregressions. **Journal of Economic Perspective**, v. 15, n. 4, p. 101-115, 2001. DOI: 10.1257/jep.15.4.101
- TAYLOR, J. B. Discretion versus Policy Rules in Practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, n. 1, p. 195-214, 1993. DOI: 10.1016/0167-2231(93)90009-L