

A CONDOTA DE POLÍTICA MONETÁRIA DO BANCO CENTRAL E O EFEITO CALENDÁRIO NO BRASIL*

ANDERSON MUTTER TEIXEIRA[†]
MARIA HELENA AMBROSIO DIAS[‡]
JOILSON DIAS[§]

Resumo

O objetivo principal deste trabalho é estimar uma equação para captar o efeito calendário da conduta de política monetária, via a variável expectativa de inflação na determinação da taxa de juros, com dados mensais para o período de janeiro de 2001 até julho de 2008. Para contemplar este objetivo realiza-se a análise das funções impulso-resposta, decomposição de variância, Causalidade de Granger oriundos da estimação de regressões pelo método dos Vetores Auto-Regressivos (VAR). O resultado sugere que a variável utilizada para captar o efeito calendário apresentou significância relativamente baixa, e que há uma elevada significância da variável hiato do produto.

Palavras-chave: Política Monetária, Novo Consenso Macroeconômico, Taxas de Juros, Banco Central.

Abstract

Monetary policy conduct has officially become inflation targeting in Brazil since 1999. In this regime, expectations play a special role, and the interest rate is usually operated as instrument. This paper estimates the time structure of the inflation rate expectations (calendar effect) in the Brazilian economy, from 2001 to 2008, monthly. The empirical analysis applies the method of Auto-Regression Vectors (VAR) to account for the effects of six months ahead forward-looking inflation expectations to interest rate determination, from a reaction function suggested by new macroeconomic consensus. Yet, it takes Granger causality functions, impulse-response analysis and variance decomposition to reach the conclusions. The results suggest that calendar effect has relatively low performance in determining interest rate. Moreover, Brazilian Central Bank is aware of the variations of output gap.

Keywords: Monetary Policy, New Consensus Macroeconomics, Interest Rates, Central Bank

JEL classification: E52, E58

* Trabalho financiado pelo Programa de Pesquisa para o Desenvolvimento Nacional – PNPd – (ipea/anpec), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

[†] Departamento de Economia da FACE-UFMG, Doutorando em Economia pela Universidade de Brasília (UnB) e Bolsista do CNPq. E-mail: mutterteixeira@yahoo.com.br.

[‡] Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM). E-mail: mhadias@uem.br.

[§] Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá. E-mail: jldias@uem.br.

1 Introdução

A partir de julho de 1999, o Brasil adotou oficialmente a conduta de política monetária com regime de metas de inflação. A mudança de âncora nominal trouxe impactos significativos tanto para a economia real quanto na maneira como as decisões de política monetária passaram a ser tomadas, pois priorizou na política monetária a estabilidade de preços, para evitar o viés inflacionário.

Nesse ambiente econômico, para que os *policymakers* consigam ancorar as expectativas sobre inflação, se comprometem a controlar a inflação e mantê-la dentro de um intervalo de tolerância previamente anunciado. Dessa forma, os dirigentes de política têm como missão principal conduzir a política monetária de forma a atingir o nível de preços previamente anunciado, forçando a convergência das expectativas inflacionárias dos agentes econômicos para a meta.

Desse modo, o *core* do regime de metas de inflação é a coordenação das expectativas dos agentes, pois há uma ênfase na estabilidade de preços via política monetária crível, uma vez que todas as ações do Banco Central são do tipo sempre “olhando para frente” (*forward-looking*). Portanto, o Banco responde de maneira rápida aos repiques inflacionários que possam colocar em risco o alcance da meta de inflação futura, já que para o funcionamento do regime, o que importa é a inflação esperada ao invés da inflação corrente.

Em termos teóricos, o novo regime de conduta de política monetária é enquadrado em uma moldura denominada de Novo Consenso Macroeconômico. Os textos desenvolvidos pelos *policymakers* do Banco Central do Brasil (BCB) apresentam um modelo estrutural inspirado nas contribuições de Goodfriend & King (1997), McCallum (1999), Clarida et al. (1999), Meyer (2001), Goodfriend (2004), bem como em Galí (2008). Atualmente, a conduta de programação monetária com regras de inflação é padrão para as análises de política econômica e tem sido aceita tanto pela academia quanto em Bancos Centrais.

Nesse contexto, se destaca o papel das expectativas dos agentes, que são altamente sensíveis às ações de política econômica, bem como o fato que os *policymakers* devem seguir uma regra de política do tipo proposta por Taylor (1993). Sendo assim, a manutenção ótima do regime de metas de inflação na moldura teórica do novo consenso macroeconômico passa por inúmeras transformações, com objetivo de melhorar a coordenação e a formação das expectativas de inflação por parte dos agentes econômicos.

No intuito de corroborar com o entendimento do regime de metas de inflação, o desempenho da variável expectativa de inflação futura e sua forma de inserção no modelo é de suma importância. Isto porque, as expectativas futuras de inflação podem levar a diferentes interpretações em relação ao espaço temporal da meta a ser perseguida, gerando dificuldades na formação correta das expectativas de inflação por parte dos agentes. Pois, estes agentes têm dificuldades em detectar se os *policymakers* estão mirando a meta do presente ano, a do ano seguinte ou uma combinação delas, fato denominado na literatura como a “questão calendário”, conforme Minella et al. (2002) e Barcelos (2007).

Assim, o objetivo do trabalho é investigar o papel das expectativas de inflação. Em especial, o efeito calendário na conduta de política monetária, via a construção de uma série de expectativas de inflação e utilização desta em uma função de reação, sob o enfoque do novo consenso macroeconômico. Além desta introdução, o trabalho está dividido em cinco seções; a segunda seção

seleciona algumas evidências empíricas sobre a estimação de função de reação; a terceira seção indica a metodologia empírica; a quarta seção apresenta os resultados econométricos; e, por fim, a quinta seção descreve as considerações finais.

2 Evidências empíricas sobre a estimação de funções reação

Um dos trabalhos seminais sobre as atuais regras de política monetária com metas de inflação é Taylor (1993), que destaca a determinação da taxa de juros como instrumento para se atingir a meta. De acordo com esse regime, os *policymakers* identificam as variáveis relevantes para a estabilidade de preços da economia e agem de forma a alterar a taxa de juros em reação a mudanças de comportamento em tais variáveis para a economia. Então, Taylor (1993) apresentou uma função de reação linear simples entre o comportamento da taxa de juros dos Estados Unidos, no período de 1987 a 1992, e o desvio da inflação em relação a uma inflação de equilíbrio (ou meta) e ao desvio do produto real em relação ao seu nível potencial. Essa relação linear pode ser expressa como sendo:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t) \quad (1)$$

Em que i_t é a taxa de juros dos Fundos Federais Americanos; r^* a taxa de juros de equilíbrio; π a taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB); π^* a meta de inflação; e y o desvio percentual do produto real em relação ao hiato do produto.

Assim, os resultados obtidos dessa relação linear apontam um grau de ajustamento muito próximo à taxa de juros que estava em vigor na economia norte-americana no período de 1987 a 1992. Note que, o trabalho indica para a meta ou inflação de equilíbrio uma taxa de 2% e o *Federal Reserve Bank* (Banco Central Americano-FED) responde aos desvios da inflação corrente em relação à inflação de equilíbrio e do produto, com base no procedimento comportamental *backward-looking*. Apesar de sua notória contribuição, a regra de Taylor (1993) carecia de um procedimento expectacional para medir a visão presente sobre as condições futuras da economia, fundamentadas na proposição *forward-looking*. Para suprir essa deficiência, inúmeros trabalhos modificaram ligeiramente a função de reação de Taylor.

Entre os trabalhos pioneiros, Judd & Rudebush (1998) estimaram uma função de reação para o FED no período correspondente a três diferentes presidentes institucionais, sem levar em consideração o curto período de Miller (1978 a 1979). O objetivo dessa estimação era avaliar a seguinte hipótese: se a troca de diferentes presidentes alterava a conduta do instrumental de política monetária. Os autores subdividiram a amostra em três partes: o período cuja gestão estava a cargo de Arthur Burns (1971:Q1 a 1978:Q1), sendo Q1 o trimestre 1; Paul Volcker (1979:Q3 a 1987:Q2); e Alan Greenspan (1987:Q3 a 1997:Q1).

A primeira especificação utilizou a regra original de Taylor e os resultados observados mostraram que a Regra de Taylor se ajusta muito bem aos resultados efetivos na gestão Greenspan, ou seja, houve uma reduzida taxa de inflação. Para o período Volcker, os autores sumarizam que os valores observados na taxa de juros com o modelo foram maiores que os juros observados na gestão de Paul Volcker. Desse modo, os autores sugerem a seguinte interpretação,

que o FED no período de 1979 a 1987 teve uma postura muito agressiva, acarretando em queda acentuada das taxas de inflação no período. E por fim, no período Burns, os pesquisadores verificaram que os valores da taxa de juros ficaram abaixo dos valores sugeridos pela regra, fato confirmado pela elevada taxa de inflação do período.

Porém, Judd & Rudebush (1998) comentam que, apesar da boa aderência da Regra de Taylor, principalmente no período Greenspan, inúmeros bancos centrais, entre eles o FED, não reagem de maneira instantânea seu instrumento, a taxa de juros. Desse modo, os autores sugerem a seguinte especificação:

$$\Delta i_t = \gamma \alpha - \gamma i_{t-1} + \gamma(1 + \lambda_1) \pi_t + \gamma \lambda_2 y_t + \lambda_3 y_{t-1} + \rho \Delta i_{t-1} \quad (2)$$

Ainda cabe destacar que essa função de reação foi estimada via método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) com periodicidade trimestral. Feito isso, os resultados obtidos pelos autores estão descritos a seguir.

Para o período Greenspan, o coeficiente do hiato do produto defasado não foi significativo. Já o coeficiente para medir o ajuste da taxa de juros efetiva à meta de juros do FED o foi. O valor verificado foi de 0,42, contribuindo para os autores afirmarem que existiu suavização, ou que a conduta foi realizada de forma gradual. Sobre o coeficiente do desvio da inflação, em torno de 0,54, foi próximo ao valor postulado pela regra de Taylor. E, por último, o coeficiente que mede o hiato do produto apontou que os juros respondem à variação do hiato do produto em relação ao seu valor absoluto.

Para o período Volcker, os valores estimados são superiores aos juros estimados pela regra, sugerindo uma postura agressiva do período no combate à inflação, fato que pode ser associado ao coeficiente de suavização ou de ajuste da taxa de juros que não é significativo e aos coeficientes relacionados ao hiato do produto que são significativos. E, por fim, no período Burns os valores estimados estão abaixo ao sugerido pela regra, fato que corrobora com a elevada taxa de inflação do período.

Clarida et al. (2000) estimam uma função de reação *forward-looking* para o período pós-guerra para a economia dos Estados Unidos. O objetivo foi avaliar a conduta dos *policymakers* antes e depois da era Volcker, em 1979. Desse modo, a função de reação básica toma a taxa de juros como dependente do desvio da inflação esperada em relação à meta, bem como do hiato do produto. A especificação segue uma relação linear do tipo:

$$r_t^* = r^* + \beta (E \{ \pi_{t,k} \mid \Omega_t \} - \pi^*) + \gamma E \{ X_{t,q} \mid \Omega_t \} \quad (3)$$

Em que r_t^* denota a taxa nominal de juros ocorrida no período t ; $\pi_{t,k}$ denota a mudança percentual do nível de preços entre o período t e $t+k$; π^* é a meta de inflação; $X_{t,q}$ é a medida da proporção entre o hiato do produto entre o período t e $t+q$; E é o operador expectacional; Ω_t o conjunto informacional; e r^* é a taxa de juros desejada quando a inflação e o produto não sofrem desvios ou a taxa de juros de equilíbrio. Os autores indicam que o comportamento da taxa de juros é medido pelo sinal e magnitude de dois coeficientes (β) e (γ).

Ainda Clarida et al. (2000) (p.153) apontam algumas limitações da especificação da função de reação do tipo (8): *i*) a especificação assume uma modificação instantânea da taxa de juros e ignora uma tendência atual das principais funções de reação de suavização na mudança na taxa de juros; *ii*) reflete uma mudança sistemática na conduta da política monetária do FED em resposta

às condições econômicas; e *iii*) assume que o FED tem controle total sobre a taxa de juros, em mantê-la em torno de um nível desejado.

Dessa forma, os autores relaxam tais suposições por um procedimento de ajustamento da taxa de juros, estimando a seguinte função de reação:

$$r_t = (1 - \rho) \left\{ r^* - (\beta - 1) \pi^* + \beta \pi_{t,k} + \gamma X_{t,q} \right\} + \rho(L) r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Para estimar os parâmetros $(\alpha, \beta, \gamma, \rho)$, os autores usaram o método generalizado dos momentos, subdividindo o experimento em dois blocos: o primeiro entre os anos de (1960:1 e 1979:2), incluindo o mandato dos seguintes *Chairmans* do FED, William M. Martin, Arthur Burns e G. William Miller. O segundo bloco está concentrado entre os anos (1979:3 e 1996:4), correspondendo aos seguintes *Chairmans* do FED, Paul Volcker e Alan Greenspan.

Os resultados encontrados podem ser sintetizados da seguinte forma: *i*) os autores confirmaram uma relação sistemática entre a taxa de juros e as variáveis de expectativas sobre a taxa de inflação e o produto, ou seja, a especificação *forward-looking* sugerida é robusta; *ii*) os autores identificaram mudanças significativas na conduta de política monetária entre os períodos pré e pós 1979; *iii*) a estimativa para o coeficiente (β) associado com a inflação esperada é significativa nos dois períodos, porém abaixo da unidade no período anterior a Volcker, em torno de 0,83, e maior que a unidade para o período Volcker-Greenspan, de 2,15; *iv*) o coeficiente (γ) relacionado ao hiato do produto é significativo em ambos os períodos, mas de maneira pífia no período Volcker-Greenspan; e, *v*) o coeficiente (ρ) responsável para captar o efeito da suavização da conduta do instrumental juros confirma que o FED vem realizando uma conduta de suavização do instrumento juros em ambos os períodos.

Assim, em termos gerais, autores concluem que, na era Pré-Volcker, o FED estava aumentando a taxa de juros de maneira menos severa que o aumento da expectativa de inflação. Porém, no período Volcker-Greenspan, o FED aumentou a taxa de juros de maneira mais intensa em resposta a sucessivos repiques nas expectativas de inflação, ou seja, os autores postulam que nas duas últimas décadas, 80 e 90, o FED vinha agindo de maneira enérgica, no intuito de combater a inflação e seus repiques.

Em relação ao Brasil, vários trabalhos realizaram estimações de funções de reação para captar o comportamento da autoridade monetária na conduta da política monetária, à luz da matriz teórica do novo consenso macroeconômico. Porém, cabe mencionar a existência de poucos trabalhos para analisar o efeito calendário na conduta da política monetária no Brasil, entre os pioneiros podemos destacar os relatados a seguir.

Minella et al. (2002) estimaram funções de reação para investigar o efeito calendário, incorporando uma média ponderada dos desvios das expectativas em relação à inflação presente e futura. O grande objetivo dessa função de reação era explicar que, na medida em que os meses avançam, o peso e a importância do desvio da inflação esperada em relação à meta do presente ano vão perdendo relevância em relação aos mesmos desvios, porém ganhando agora em relação ao ano seguinte. O procedimento de cálculo do desvio da expectativa de inflação da sua meta presente e futura é obtido de acordo com a formulação que segue.

Assim, os autores inserem essa nova variável na seguinte função de reação:

$$i_t = (1 - \phi) i_{t-1} + \beta (\alpha_0 + \gamma_1 X_{t-1} + \beta D_j) + V_t \quad (5)$$

Em que D_j é o desvio entre a inflação esperada em relação à meta de inflação; e a taxa de juros nominal é função do hiato do produto defasado e da taxa de juros defasada. A função de reação (10) foi estimada para o período de julho de 1999 a junho de 2002.

Dessa forma, os principais resultados obtidos foram: *i)* o BCB ajusta a taxa de juros de maneira gradual, fato consolidado pelo valor do coeficiente de suavização em torno de 0,8; *ii)* o coeficiente do hiato do produto não é significativo estatisticamente quando se utilizou as expectativas de inflação de mercado e possui sinal invertido quando se utiliza as expectativas de inflação do BCB; *iii)* o valor do coeficiente dos desvios das expectativas de inflação em relação à meta de inflação são bem superiores à unidade; *iv)* quando se insere a taxa de câmbio, a mesma não é significativa. Portanto, os autores apontam que, no período, o BCB apresentou uma postura *forward-looking*, ou seja, respondendo de forma rápida aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta previamente estabelecida.

Freitas & Muinhos (2002) estimam um modelo baseado em três equações, cuja estrutura é bem próxima às recomendações do marco teórico do novo consenso macroeconômico. As equações são uma curva IS, uma curva de Phillips e uma regra de Taylor, que pode ser dividida em duas, uma regra de Taylor tradicional e uma regra denominada de regra ótima. Em geral, os resultados foram: *i)* a taxa de juros afeta de forma negativa o hiato do produto com defasagem de um período; *ii)* o hiato do produto afeta a taxa de inflação com defasagem de um período; *iii)* a política monetária afeta a inflação com uma defasagem de dois períodos trimestrais; *iv)* em relação à curva de Phillips, uma desvalorização cambial exerce efeito direto sobre a taxa de inflação; e por fim, *v)* em relação às regras estimadas, os autores apontam que a regra básica de Taylor apresenta resultados favoráveis como à obtida via uma regra ótima.

Na mesma linha, Almeida et al. (2003), utilizando técnicas de programação dinâmica, derivam uma regra ótima para a conduta da política monetária, com uma curva IS, uma curva de Phillips e uma função de reação para uma economia fechada e para uma economia aberta. As estimativas são realizadas para o período de 1994 a 2001. Os resultados obtidos sugerem que o BCB, quando não leva em consideração o resto do mundo, tem que calibrar a taxa de juros de maneira intensiva para conter a elevação da inflação em comparação aos países desenvolvidos; porém, quando a regra considera o câmbio, os autores sugerem que os custos para debelar a inflação são menores em comparação com uma economia fechada.

Holland (2005) verifica empiricamente o funcionamento do regime de metas de inflação, analisando se os países emergentes, especificamente o Brasil, respondem aos choques de câmbio via sua função de reação. Inspirado no trabalho de Clarida et al. (1998), o autor sumariza que a taxa de juros é uma função da expectativa de inflação, do hiato do produto e da taxa de câmbio, como pode ser visto na seguinte equação:

$$i_t = \phi [\alpha + \beta E[\pi_{t+n} | \Omega_t] + \gamma E[X_t | \Omega_t] + \zeta E[Z_t | \Omega_t]] + (1 - \phi) i_{t-1} + V_t \quad (6)$$

Os dados são mensais e correspondem ao período de 1999:07 a 2005:01 e a metodologia utilizada foi o método generalizado dos momentos (GMM). Os resultados obtidos foram que o BCB tem uma postura agressiva em relação à inflação. Sobre o hiato do produto, o valor do coeficiente do hiato do produto é negativo, logo são contrários aos relatados pela teoria econômica. Uma explicação apresentada é a crise energética e, por fim, a depreciação cambial não é significativa, indicando que a política monetária não responde à depreciação na taxa de câmbio.

Ainda, Furlani, Portugal e Laurini (2008), com base nos modelos *DSGE-dynamic stochastic general equilibrium models*, na versão de Galí (2008), estimam uma função de reação para o Banco Central do Brasil, utilizando o método bayesiano, para investigar se BCB altera a conduta da política monetária devido a mudanças na taxa de câmbio. Os resultados coadunam aos apontados pela literatura, ou seja, são coerentes com o regime de metas de inflação, bem como o BCB reage fortemente à variável hiato do produto. Sobre a reação do BCB a variável taxa de câmbio, usando fatores bayesianos, os autores sugerem que não há mudanças na conduta da política monetária devido a mudanças na taxa de câmbio.

E por fim, Barcelos (2007) estima uma função de reação para o BCB, com o intuito de captar o comportamento intertemporal nas decisões dos *policymakers*, uma vez que a meta almejada pela autoridade monetária pode ser a do presente ano, a do ano seguinte ou uma combinação de ambas, interferindo na longevidade da meta a ser buscada. No intuito de incorporar este fato, com base em Minella et al. (2002), o autor desenvolve algumas modificações, para atingir objetivo semelhante, identificar como o BCB trata a questão calendário. Os resultados obtidos sugerem que o Copom busca atingir a meta de inflação do presente ano, por meio de seu instrumento, apenas até a metade do ano, quando a partir de então, passa a se preocupar com o desvio da meta do ano seguinte.

3 Metodologia empírica para a análise da função de reação com metas no Brasil: o efeito calendário

A análise empírica, proposta com o objetivo de investigar as inter-relações entre as variáveis macroeconômicas do modelo teórico, é realizada por meio da econometria de séries temporais. O procedimento inicial adotado é a realização dos testes de raiz unitária, posteriormente, adotamos o modelo de vetores auto-regressivos (VAR), no intuito de captar o efeito *feedback* entre as variáveis do modelo. Ainda em relação ao procedimento econométrico, inferimos o teste de causalidade de Granger e, por fim, a análise de exogeneidade. Assim, estimamos uma função de reação para a economia brasileira com base na conduta de programação monetária com regime de metas de inflação, entre 2001 e 2008.

3.1 Definição das variáveis macroeconômicas

Neste tópico serão definidas as variáveis a serem utilizadas na análise empírica. A estimação da função de reação para compreender a dinâmica de determinação da taxa de juros Selic será realizada para o período de janeiro de 2001 até julho de 2008. Optou-se por esse período por dois motivos, quais sejam: i) desconsideram-se os dois primeiros anos do regime de metas de inflação,

no intuito de analisar somente o intervalo no qual o regime já esteja consolidado como âncora da política monetária; e *ii*) outro fator determinante na escolha do período foi a disponibilidade de dados sobre as expectativas de inflação, que passaram a ser coletadas pelo BCB somente a partir de 2001, pois a análise do papel das expectativas é um escopo central do trabalho.

Taxa de Inflação (IPCA) - Representa a variação no nível de preços, que é a taxa de inflação acumulada em 12 meses (IBGE) para o índice de preços ao consumidor amplo, definida pelo COPOM como o índice de preços oficial do regime de metas de inflação.

Expectativa de Inflação do mercado (IPCA) - A variável expectativa de inflação do mercado para o índice de preços oficial do regime, coletada pelo BCB e disponibilizada nos *Relatórios Focus* a partir de 2001.

Taxa Nominal de Juros (LSELIC) A taxa nominal de juros é a taxa de juros referencial Selic decidida pelo COPOM.

Variável Logmediana Essa variável é obtida a partir da diferença móvel da mediana das expectativas de mercado do Banco Central, em relação à meta de inflação para o ano t no respectivo mês da reunião do COPOM. Essa diferença é realizada em relação ao período t até o mês t , a partir de então o valor considerado passa a ser a diferença entre a expectativa do IPCA para $t+1$ e a meta para $t+1$. O cálculo da série é obtido via a seguinte formulação:

$$Det = E(\pi_t) - \pi_t^*, \text{ para } 1 \leq t \leq 6$$

$$Det = E(\pi_{t+1}) - \pi_{t+1}^*, \text{ para } 7 \leq t+1 \leq 12$$

Com essa variável de expectativas de inflação, como dito por Barcelos (2007), se pode captar a o efeito “Calendário”, uma vez que, o BCB pode estar mirando a meta do presente ano, a do ano seguinte ou uma combinação delas, gerando, desse modo, diferentes interpretações em relação à meta a ser almejada. Uma maneira de ilustrar este processo é a que segue. Suponha uma alteração na taxa de juros no mês de março de um determinado ano X . é bem provável que a autoridade monetária esteja mirando a meta do mesmo ano X , porém, uma ação dos *policymakers* no mês de outubro tem impacto pífio em afetar as expectativas de mercado em relação à meta de inflação deste mesmo ano, abrindo assim espaço para interpretações de que o BCB esteja mirando a meta de inflação do ano $X+1$, por exemplo. Portanto, essas modificações têm como objetivo captar o chamado efeito calendário da condução da política monetária.

Hiato do Produto O hiato do produto indica a diferença entre o produto real atual e o produto potencial. O Produto Potencial foi calculado com base na tendência da variável índice da Produção Industrial – Indústria Geral (IPI). Assim, o filtro Hodrick-Prescott (HP) foi aplicado sobre o IPI para determinar sua tendência. Uma vez obtida a série de tendência para representar o produto potencial, o procedimento para o cálculo da variável hiato do produto é:

$$\log(\text{PIBR}) - \log(\text{Produto Potencial}) \text{ ou}$$

$$\log(\text{PIBR}) - \log(\text{Tendência do IPI}).$$

Expectativa do Hiato do Produto A expectativa do hiato do produto refere-se à expectativa da diferença entre o produto real atual e o produto potencial. Como a regra de metas de inflação investigada para a economia brasileira, inclui o hiato do produto na função de reação do BCB, faz-se necessário encontrar outra variável que tenha comportamento similar à do hiato do produto, porém não apresente estrutura de erros correlacionados, para obter estimativas dos parâmetros da função de reação não viesados.

Então, a expectativa do hiato do produto utilizou em seu cálculo a diferença da expectativa do mercado sobre as taxas de crescimento do PIB e a taxa natural de crescimento do PIB, para o respectivo período.

No entanto, a taxa natural de crescimento do PIB não está disponível nas bases de dados macroeconômicos do Brasil. Assim, essa variável foi calculada com base na metodologia de interpolação geométrica aplicada por Gordon (1990) para o produto real natural da economia americana.

Os procedimentos de cálculos são os seguintes:

1. identificar os picos da série de expectativas do mercado sobre a taxa de crescimento do PIB;
2. calcular a taxa de crescimento entre os picos identificados na série e distribuí-los linearmente em cada período existente entre os picos;
3. aplicar a taxa de crescimento linear entre os picos da série, conforme o número de períodos (meses) observados.

Em termos matemáticos, uma vez identificados os meses de picos, por exemplo, nos meses de 2004:03 e 2004:09, a taxa de crescimento de um período (qn) do n ésimo período (Qn) foi calculada como segue:

Em que 6 representa o número de meses entre os dois meses considerados como picos.

4 Resultados econométricos

Nesta seção, os resultados da aplicação dos modelos VAR para uma função de reação para a conduta de programação monetária com metas de inflação para a economia brasileira no período de 2001 a 2008 são apresentados. Os procedimentos econométricos seguem os passos necessários para atestar a validade dos resultados, mediante os respectivos testes de significância do modelo empírico e dos resíduos do VAR.

4.1 Estacionaridade das séries

A tabela 1 resume os resultados obtidos com os testes de Dickey-Fuller Aumentado e Phillips Perron (PP) para computar se há raiz unitária nas séries. Conforme os resultados indicam, as variáveis estacionárias em nível são as expectativas do hiato do PIB e a logmediana, as demais variáveis são estacionárias em primeira diferença.

A partir de então, as variáveis estacionárias em primeira diferença foram renomeadas para DLSELIC, DGAPPIB. Em seguida, volta-se para a estimação do VAR para testar o comportamento da função de reação do BCB.

Tabela 1: Testes de Raiz Unitária

VARIÁVEL	ORDEM DE INTEGRAÇÃO	
	ADF	PP
LSELIC	I (1)	I (1)
GAPPIB	I (1)	I (1)
EXPGAP	I (0)	I (0)
LOGMEDIANA	I (0)	I (0)

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

Tabela 2: Teste de Wald para Exclusão de Defasagens

	DSELIC	LOGMEDIANA	DGAPPIB	EXPGAP	CONJUNTO
Defasagem 1	41,500680 [2,12e-08]	43,749880 [7,23e-09]	37,342470 [1,53e-07]	32,078490 [1,84e-06]	143,73990 [0,000000]
Defasagem 2	7,415504 [0,115493]	2,058202 [0,725055]	4,746495 [0,314311]	0,649418 [0,957417]	13,78007 [0,615094]
Defasagem 3	1,890140 [0,755956]	6,417442 [0,170067]	6,505845 [0,164422]	4,841042 [0,304000]	21,88328 [0,147000]
Defasagem 4	8,977565 [0,061663]	11,670760 [0,019975]	16,097520 [0,002891]	17,988300 [0,001241]	55,10383 [3,42e-06]
Defasagem 5	0,760787 [0,943626]	7,926302 [0,094315]	1,129562 [0,889554]	6,896421 [0,141464]	17,43757 [0,357843]
Defasagem 6	8,435649 [0,076862]	0,675843 [0,954274]	5,340246 [0,254133]	7,324665 [0,119694]	21,63550 [0,155355]
Graus lib.	4	4	4	4	16

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

4.2 Estimaco do modelo var

Para captar a influncia da varivel logmediana, cujo objetivo  inferir sobre o papel do efeito calendrio na conduta da poltica monetria do Brasil, a funco de reao a Taylor (1993) a ser testada na presente seco pode ser expressa da seguinte forma:

$$i_t = \alpha + \beta (\text{LOGMEDIANA}) + \gamma (\text{DGAPPIB}) + \delta (\text{EXPGAP}) \quad (7)$$

Em que: i_t  a variao da taxa bsica Selic mensal (adotada na reunio do respectivo ms), diferenciada. A logmediana  a diferena mvel da expectativa do IPCA do mercado em relao  meta de inflao; DGAPPIB  o hiato do produto e EXPGAP  a expectativa do hiato do produto.

Primeiramente, o Teste de Excluso de Defasagens foi realizado, Tabela (2), que utiliza a estatstica de Wald. Este teste determinou a excluso das defasagens 2 e 5 das estimativas do modelo VAR.

Em seguida, o teste de Causalidade de Granger foi realizado, com o objetivo de testar a precedncia temporal entre as variveis. Com esse teste  possvel analisar a direo de precedncia entre as variveis da funco de reao, a saber, a taxa de juros Selic (DLSELIC), a varivel logmediana, hiato do produto (DGAPPIB) e a expectativa do hiato do produto (EXPGAP). Os resultados esto expostos na Tabela (3). Aqui, os testes so realizados com trs defasagens.

Conforme a Tabela (3)  possvel indicar que h uma relao de precedncia entre a varivel logmediana e a variao da taxa de juros Selic (DLSELIC). Ou seja, a variao da taxa de juros causa no sentido de Granger a logmediana,

Tabela 3: Testes de Causalidade de Granger

HIPÓTESE NULA	Estat. F	Prob.
LOGMEDIANA não causa no sentido de Granger DLSELIC	2,08432	0,1088
DLSELIC não causa no sentido de Granger LOGMEDIANA	1,30066	0,2800
DGAPPIB não causa no sentido de Granger DLSELIC	3,63744	0,0162
DLSELIC não causa no sentido de Granger DGAPPIB	13,52360	3,E-07
EXPGAP não causa no sentido de Granger DLSELIC	1,26378	0,2925
DLSELIC não causa no sentido de Granger EXPGAP	0,69012	0,5607
DGAPPIB não causa no sentido de Granger LOGMEDIANA	1,28974	0,2837
LOGMEDIANA não causa no sentido de Granger DGAPPIB	0,54383	0,6537
EXPGAP não causa no sentido de Granger LOGMEDIANA	1,36189	0,2603
LOGMEDIANA não causa no sentido de Granger EXPGAP	1,13877	0,3385
EXPGAP não causa no sentido de Granger DGAPPIB	2,46985	0,0679
DGAPPIB não causa no sentido de Granger EXPGAP	0,31320	0,8158

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

NOTA: Teste realizado com 3 defasagens.

bem como é Granger causada pela logmediana. Assim, podemos inferir que há uma simultaneidade entre essas variáveis.

Sobre a variação do hiato do produto (DGAPPIB) e a variação da taxa de juros (DLSELIC), há uma relação de precedência entre ambas, indicando uma relação de reciprocidade ou simultaneidade entre elas. Quanto à causalidade entre a variação da taxa de juros (DLSELIC) e a expectativa do hiato do produto (EXPGAP), não há uma relação de precedência temporal entre as variáveis mencionadas. Ainda em relação ao teste de Causalidade de Granger, podemos observar uma relação de precedência entre a variação do hiato do produto e a variável logmediana, bem como entre a variável expectativa do hiato e a logmediana, contudo a variável logmediana não causa no sentido de Granger o hiato do produto e a expectativa do hiato do produto.

Portanto, a variação da taxa de juros causa a logmediana, a variação do hiato do produto, porém não tem relação de causalidade no sentido de Granger com a variável expectativa do hiato do produto, todavia é Granger causada pela logmediana e a variação do hiato do produto.

Feito isso, a Tabela 4 descreve as estimativas do VAR para a equação (7). Inicialmente, duas variáveis *dummies* foram testadas, com o objetivo de captar o efeito das eleições presidenciais e da crise da energia sobre o comportamento das variáveis do VAR, porém ambas as variáveis foram insignificantes. Então, tais variáveis foram excluídas do modelo testado pelo VAR, pois a permanência das mesmas afetava a estabilidade do modelo. Assim, o modelo VAR estimado inclui as seguintes variáveis: a variação da taxa de juros Selic (DLSELIC), o desvio das expectativas em relação à meta (LOGMEDIANA), a variação do hiato do produto (DPGPIB) e expectativa do hiato do produto (EXPGAP).

Os resultados indicam a própria variação da taxa de juros (DLSELIC) na primeira, terceira e quarta defasagens significantes para explicar as variações no comportamento da taxa de juros Selic. Isso reforça a idéia de uma inércia importante, apesar de forma não seqüencial, na taxa de juros na economia brasileira, indicando certa rigidez para alterar sua magnitude. Este fato tem sido levantado por alguns autores como um indício para a persistência da taxa de juros no Brasil em patamares relativamente elevados, que de alguma forma,

Tabela 4: Estimativa do Modelo VAR: Forma Reduzida

	DLSELIC	LOGMEDIANA	DGAPPIB	EXPGAP
DLSELIC(-1)	-0,506930* (0,11159) [-4,54292]	0,162510* (0,07786) [2,08730]	-0,175310* (0,03158) [-5,55099]	0,234331 (0,59414) [0,39440]
DLSELIC(-3)	0,349630* (0,11996) [2,91457]	-0,070059 (0,08370) [-0,83704]	0,135966* (0,03395) [4,00473]	-0,290795 (0,63872) [-0,45528]
DLSELIC(-4)	0,287481* (0,13860) [2,07424]	0,039465 (0,09670) [0,40811]	0,118522* (0,03923) [3,02152]	-1,354671 (0,73795) [-1,83572]
DLSELIC(-6)	0,074041 (0,11419) [0,64838]	-0,116311 (0,07968) [-1,45981]	-0,114765* (0,03232) [-3,55095]	-0,621475 (0,60802) [-1,02213]
LOGMEDIANA(-1)	0,028437 (0,13605) [0,20902]	0,818495* (0,09492) [8,62273]	-0,007869 (0,03850) [-0,20436]	-0,357531 (0,72438) [-0,49357]
LOGMEDIANA(-3)	0,018489 (0,19682) [0,09394]	-0,240074* (0,13732) [-1,74823]	-0,041911 (0,05570) [-0,75239]	-0,458237 (1,04796) [-0,43727]
LOGMEDIANA(-4)	-0,122197 (0,19581) [-0,62404]	0,151973 (0,13662) [1,11235]	0,114384* (0,05542) [2,06394]	0,552718 (1,04261) [0,53013]
LOGMEDIANA(-6)	0,251124* (0,12920) [1,94373]	0,005596 (0,09014) [0,06208]	-0,039994 (0,03657) [-1,09374]	-1,333440* (0,68791) [-1,93840]
DGAPPIB(-1)	-0,730038 (0,38306) [-1,90580]	-0,345213 (0,26727) [-1,29164]	0,185410 (0,10842) [1,71019]	-1,401979 (2,03959) [-0,68738]
DGAPPIB(-3)	-0,200295 (0,40186) [-0,49842]	-0,119284 (0,28039) [-0,42543]	-0,027463 (0,11374) [-0,24146]	-0,779717 (2,13969) [-0,36441]
DGAPPIB(-4)	-1,274598* (0,36509) [-3,49119]	-0,624538* (0,25473) [-2,45176]	-0,370476 (0,10333) [-3,58539]	3,179887 (1,94391) [1,63582]
DBAPPIB(-6)	-0,998463* (0,38655) [-2,58302]	0,248141 (0,26970) [0,92006]	0,108629 (0,10940) [0,99293]	1,532363 (2,05817) [0,74453]
EXPGAP(-1)	0,030925 (0,01757) [1,76013]	-0,021614 (0,01226) [-1,76313]	0,007844 (0,00497) [1,57749]	0,779612* (0,09355) [8,33369]
EXPGAP(-3)	-0,003994 (0,02280) [-0,17519]	0,024846 (0,01591) [1,56204]	-0,016586 (0,00645) [-2,57054]	0,272497* (0,12139) [2,24488]
EXPGAP(-4)	-0,003043 (0,02449) [-0,12425]	-0,025310 (0,01709) [-1,48121]	0,002527 (0,00693) [0,36450]	-0,460692 (0,13040) [-3,53293]
EXPGAP(-6)	0,004660 (0,016542)	0,020154 (0,007902)	0,005326 (0,003878)	0,101493 (0,280113)
C	0,016542	0,007902	-0,003878	-0,280113
R-squared	0,597510	0,708756	0,641254	0,763746
F-statistic	6,216494	10,19049	7,485114	13,53706

FONTE: Resultados do Eviews.

Desvio padrão entre parênteses e estatística *t* entre colchetes. *n* = 84

* defasagens estatisticamente significantes

poderia estar relacionada a outros fatores estruturais não tratados aqui.

Quanto à variável logmediana, esta se mostra significativa exatamente na sexta defasagem para a taxa de juros Selic. Portanto, o efeito calendário se mostra presente no comportamento da taxa de juros na economia brasileira. Expectativas observadas à frente (*forward-looking*) têm interferência positiva no ajustamento da taxa de juros, instrumento para se atingir a meta de inflação. No entanto, o t-estatístico é relativamente menor do que a significância de outras variáveis para a determinação da taxa de juros. Isso nos leva a inferir que o efeito calendário tem menos relevância do que as outras variáveis na determinação da taxa de juros pelo COPOM no Brasil.

No que se refere à variação do hiato do produto (DGAPPIB), a mesma expressão significância na primeira, quarta e sexta defasagens para explicar as variações na taxa de juros Selic. Dessa forma, diferente de resultados encontrados por outros autores, como Piza & Dias (2006), o instrumento de política monetária reage às variações do emprego na economia brasileira, medido pelos desvios do produto atual com relação ao seu nível potencial. E, por fim, a variável expectativa do hiato do produto (EXPGAP) apresentou significância apenas na primeira defasagem.

Quanto aos resultados para a segunda equação, em que a variável logmediana é a variável a ser explicada, se observa que a própria logmediana na primeira e terceira defasagens, a variação da taxa de juros (DLSELIC) na primeira defasagem, somado à variação do hiato do produto na quarta defasagem são responsáveis por explicar as variações nos desvios das expectativas em relação à meta de inflação. Ainda sobre o hiato do produto (DGAPPIB), as variáveis responsáveis para explicar suas variações são a taxa de juros Selic (DLSELIC) na primeira, terceira, quarta e sexta defasagens, logmediana na quarta defasagem, variação do hiato do produto na quarta defasagem e a expectativa do hiato do produto na terceira defasagem.

A validade dos resultados sobre a variável DLSELIC é comprovada pela significância obtida na estatística F, bem como de um R² de 0,59. Deste modo, 59% da variação da taxa de juros Selic se devem aos movimentos de seus próprios valores defasados e os valores defasados das demais variáveis.

Além disso, para confirmar a confiabilidade do modelo estimado, os testes de normalidade dos resíduos do VAR e estabilidade do modelo VAR são apresentados. O teste de normalidade dos resíduos foi efetuado através do teste qui-quadrado (χ^2) de Jarque-Bera. Como demonstrado pela Tabela (5), existe baixa probabilidade de que os resíduos da primeira equação do VAR sejam normais.¹

Por sua vez, o teste de estabilidade do VAR indicou que o modelo satisfaz a condição de estabilidade. Ou seja, o modelo é estável, já que todas as raízes características têm módulo menor que a unidade, encontrando-se dentro do círculo unitário, como mostra a Figura (1).

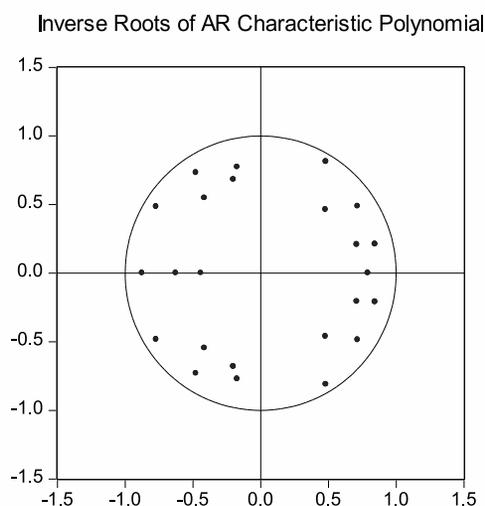
Após a estimação do modelo e a realização dos testes complementares, parte-se para a interpretação do modelo VAR através de indicadores adicionais, tais como análise impulso-resposta e decomposição da variância.

¹Ainda, a normalidade dos resíduos do VAR foi verificada também por meio da aplicação do teste LM, com probabilidades de normalidade de 58%, 31%, 43% e 68% para 1, 3, 4 e 6 defasagens, respectivamente.

Tabela 5: TESTE χ^2 DE JARQUE-BERA

Componente	Jarque-Bera	Probabilidade
1	4,429147	0,1092
2	305,7112	0,0000
3	6,453404	0,0397
4	0,689602	0,7084
Conjunto	317,2834	0,0000

FONTES: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

**Figura 1:** Teste de Estabilidade do VAR.

4.3 Análise da função de impulso-resposta e decomposição da variância

Como destacado, a análise do instrumental impulso-resposta tem como objetivo visualizar a resposta de uma determinada variável a um choque. Se duas variáveis estão correlacionadas no tempo, de tal forma que exista uma relação estável entre ambas, espera-se que um choque sobre uma das variáveis se propague sobre a outra variável. Este choque é chamado de inovação ou impulso. A Figura 2 apresenta o comportamento da variação da taxa de juros Selic diante de impulsos nas demais variáveis do VAR, entre 1 e 18 meses, considerando o impulso, ou uma inovação, do tamanho de dois desvios-padrão (± 2 s.d.).

FIGURA 2 -

A Figura (2) indica que a taxa de juros responde muito pouco a inovações na variável logmediana, com movimentos insignificantes nos primeiros quatro meses posteriores ao choque, com algum impacto no quinto mês subsequente e, em seguida, decorrem mais seis meses até que novo impacto negativo aconteça, porém ambos relativamente pequenos. Essa variação em torno de seis meses corrobora com a análise do efeito calendário, apesar da baixa significância, uma vez que, a partir do sexto mês, os *policymakers* já estão visualizando a meta do próximo ano, período $t+1$, devido à defasagem de seis

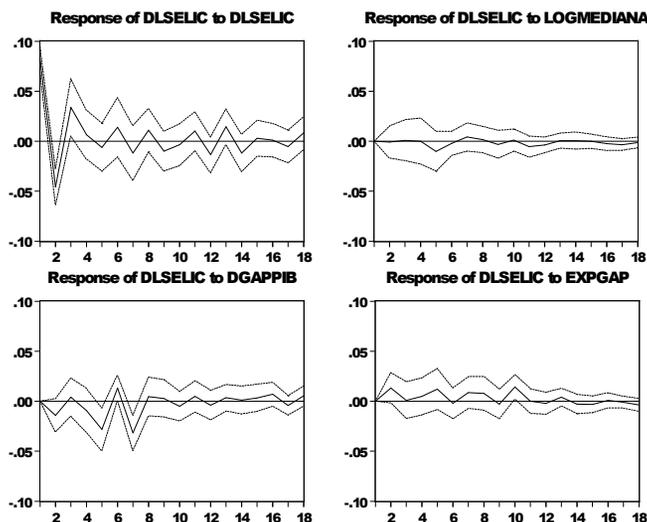


Figura 2: Resposta da Taxa de Juros Selic a Choques nas Variáveis do VAR

meses para uma ação de política monetária surtir seus primeiros efeitos.

As respostas da variação da taxa de juros à variação do hiato do produto (DGAPPIB) têm um sinal negativo nos primeiros dois meses e, concomitantemente, do terceiro ao sétimo mês e, posteriormente, uma estabilização em seu comportamento. Isso indica uma relativa preocupação com o emprego da economia, via o hiato do produto. Cabe reforçar que o período de análise contempla várias crises internacionais e internas, reforçando a necessidade de alguma flexibilidade aplicada no regime de metas de inflação, com relação a fatores que possam comprometer a atividade econômica e, no limiar, o produto da economia. Assim, desviar-se da meta pré-anunciada em períodos de cenários adversos não compromete a credibilidade do regime de metas de inflação, até certo ponto de calibração do regime.

No que se refere aos movimentos da taxa de juros em reação a choques em si mesma, a Selic responde durante o período de dois meses, oscilando entre efeitos positivos e negativos, como a geração de ciclos, até o décimo oitavo mês subsequente. E, por fim, em relação à expectativa do hiato do produto (EXPGAP) a variação da taxa de juros responde de maneira leve até o décimo segundo mês e logo se estabiliza.

Diante dos resultados da função de impulso resposta, as oscilações observadas são pouco conclusivas sobre as respostas da variável dependente, a saber, variação da taxa de juros a choques de algumas variáveis explicativas. Desse modo, a análise da decomposição da variância sobre os erros de previsão permite quantificar o peso de cada das variáveis explicativas na determinação da variância do erro de previsão da variável explicada, ao longo de um determinado período de tempo. As estimativas estão disponíveis na Tabela (6).

Conforme Tabela (6), a decomposição da variância estabelece que grande parte da variância na taxa de juros Selic se dá primeiramente, devido a choques próprios, explicando 96,1% dos movimentos da taxa de juros no terceiro período. Isso novamente sugere uma alta inércia da taxa de juros, ou seja, um excesso de gradualismo. Tais resultados são similares aos verificados por Mo-

Tabela 6: Decomposição da Variância do Erro de Previsão para a Taxa de Juros Selic

Período	Desvio padrão	Proporção da variância			
		DLSELIC	LOGMEDIANA	DGAPPB	EXPGAP
1	0,081694	100,00000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,095559	95,87177	0,008114	2,193215	1,926906
3	0,101479	96,16801*	0,014825	2,100702	1,716463
4	0,102226	95,16619	0,014719	2,904541	1,914550
5	0,107402	86,53586	0,915284	9,530885	3,017968
6	0,109148	85,41834	0,923801	10,697310	2,960550
7	0,114644	78,46676	0,969823	17,325450*	3,237966
8	0,115527	78,16600	0,977081	17,217390	3,639525
9	0,116078	78,17578	1,041563	17,113080	3,669572
10	0,117114	76,88854	1,031780	17,001920	5,077758
11	0,117775	76,76277	1,238435	16,977850	5,020948
12	0,118689	76,87801	1,317038	16,827470	4,977477
13	0,119674	77,06173	1,297469	16,630920	5,009883
14	0,120291	77,22650	1,286461	16,469590	5,017457
15	0,120412	77,12885	1,283925	16,508580	5,078646
16	0,120644	76,84001	1,323644	16,771520	5,064834
17	0,120888	76,72816	1,396333	16,823100	5,052414
18	0,121349	76,60823	1,397759*	16,882410	5,111602*

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

* Indica valores máximos.

denesi (2008), inferindo que o BCB incorporou a tese de que há um elevado piso para a Selic. Porém, essa participação no comportamento da taxa de juros reduz gradativamente ao longo dos meses, até chegar ao patamar de 76,6% no décimo oitavo período. Assim, a variação da taxa de juros passou a responder mais às pressões e/ou aos choques de outras variáveis macroeconômicas.

Além disso, a análise de decomposição da variância vem ao encontro da análise de impulso resposta em sumarizar uma baixa significância da variável logmediana na determinação da variação da taxa de juros Selic, tendo valor máximo no décimo oitavo mês em torno de 1,4%. Simultaneamente, essa análise reforça o peso dos movimentos do hiato do produto na determinação da variação da taxa de juros. Uma vez que, após os primeiros seis meses, em que o valor máximo atingiu os 10,7%, no sétimo mês atingiu o valor de 17,3% e no final dos dezoito meses de análise, o valor verificado foi de 16,9%, mais do que o dobro do somatório das variáveis logmediana e expectativa do hiato do produto.

Esse resultado reforça a interpretação de que os *policymakers* do Banco Central do Brasil estão acompanhando com muita atenção o desempenho da variável responsável por mensurar o produto na função de reação. Ainda sobre a variação da expectativa do hiato (EXPGAP), a decomposição da variância complementa a análise do impulso resposta em destacar a baixa significância dessa variável, pois seu valor máximo foi de 5,1% no décimo oitavo mês de análise.

Em seguida, o teste de Causalidade de Granger em bloco foi realizado para as variáveis do VAR, com intuito de verificar se alguma das variáveis incluídas no modelo como endógenas poderiam ser consideradas exógenas. Os resultados obtidos encontram-se resumidos na Tabela (7).

Assim, consideradas em conjunto, as variáveis que compõem a equação são endógenas, todavia que a probabilidade de serem exógenas é inferior a

Tabela 7: Teste de Exogeneidade em Bloco: Granger

Variável dependente: DLSELIC			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
LOGMEDIANA	4,210053	4	0,3783
DGAPPIB	18,345330	4	0,0011
EXPGAP	4,482703	4	0,3446
Total	27,120660	12	0,0074
Variável dependente: LOGMEDIANA			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
DLSELIC	7,560963	4	0,1091
DGAPPIB	9,814130	4	0,0437
EXPGAP	9,726743	4	0,0453
Total	22,651450	12	0,0308
Variável dependente: DGAPPIB			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
DLSELIC	50,590210	4	0,0000
LOGMEDIANA	6,077516	4	0,1934
EXPGAP	8,440585	4	0,0767
Total	81,504090	12	0,0000
Variável dependente: EXPGAP			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
DLSELIC	5,247998	4	0,2628
LOGMEDIANA	5,165534	4	0,2707
DGAPPIB	4,331231	4	0,3630
Total	18,264970	12	0,1079

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

1%. Porém, quando consideradas individualmente, as variáveis logmediana e expectativa do hiato podem ser consideradas exógenas.

No intuito de complementar a análise sobre a exogeneidade das variáveis incluídas no modelo VAR, o próximo teste a ser realizado é o teste de exogeneidade. Dessa forma, se os erros da equação marginal não forem correlacionados com os erros da equação condicional, a hipótese de que X é fracamente exógena com relação à Y não é rejeitada.

Realizando o procedimento acima para a variável logmediana, o resultado obtido confirma que tal variável é fracamente exógena, de maneira análoga, o instrumento de política monetária é afetado pela variável que tem como objetivo captar o efeito calendário na formação das expectativas de inflação dos agentes econômicos.

5 Considerações finais

Este trabalho reúne elementos teóricos e empíricos para tratar o Novo Consenso Macroeconômico. Em especial, analisa a conduta de política monetária de regime de metas de inflação praticada no Brasil, com base em estimativas da função de reação para calibrar o instrumento juros, tendo como enfoque as expectativas de inflação *forward-looking*, o hiato do produto, as expectativas do hiato e a taxa de juros defasada.

Dessa forma, se investiga a existência do efeito calendário na conduta de política monetária do Banco Central do Brasil. De acordo com tal efeito, a determinação da taxa de juros observa as expectativas de inflação seis meses

à frente, entendendo que a política monetária tem uma defasagem temporal de atuação nas expectativas do mercado e nas ações dos agentes, refletindo na tomada de decisão do Comitê de Política Monetária, conforme a função de reação da economia.

Assim, os resultados econométricos indicam que o efeito calendário existe na economia brasileira, porém numa intensidade relativamente menor do que o peso das outras variáveis do modelo. Pois, na estimação da função de reação via o teste de Causalidade de Granger, a variação da taxa de juros precede a logmediana e o hiato do produto, bem como é Granger causada pelas mesmas. No entanto, testes complementares como o procedimento impulso-resposta e a decomposição da variância apontam que a variável logmediana tem baixa participação para a calibração da taxa de juros Selic. Ademais, os testes revelam exogeneidade fraca da logmediana para o ajuste da taxa de juros, indicando que as expectativas podem ser atingidas pelas autoridades monetárias, já que o efeito é fraco; porém que, sobretudo, o Banco Central do Brasil reage aos movimentos futuros de expectativas inflacionárias, alterando o instrumento de política para alcançar a meta.

A significância da variável hiato do produto em todos os procedimentos econométricos utilizados postula a relativa preocupação dos *policymakers* com o produto e a atividade econômica. Esse resultado atende aos desejos de especialistas que pregam mais flexibilidade por parte da conduta de política monetária no Brasil, para amenizar possíveis efeitos recessivos. Por outro lado, a variável expectativa do hiato do produto apresentou baixa significância estatística, mostrando atenção para o hiato corrente ou efetivo.

Além disso, os testes indicam uma elevada inércia na determinação da taxa de juros, expondo certa resistência para a queda da Selic, ou, como interpretada aqui, um comportamento gradualista mais parcimonioso por parte do Comitê de Política Monetária.

Contudo, entendemos a conduta de política monetária de regime de metas de inflação praticada na economia brasileira um tanto equilibrada, conforme reunião de todos os resultados.

Referências Bibliográficas

Almeida, C. L., Peres, M. A., SOuza, G. S. & Tabak, B. M. (2003), Optimal monetary rules: the case of Brasil., Technical report, Banco Central do Brasil.

Barcelos, P. C. (2007), O Sistema de Metas para Inflação: uma avaliação empírica da experiência brasileira. Porto Alegre, PhD thesis, Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (1998), 'Monetary policy rules in practice: some international evidence', *European Economic Review* 42(6), 1033–1067.

Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (1999), The science of monetary policy: a new keynesian perspective, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Clarida, R., Galí, J. & Gertler, M. (2000), 'Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory', *The Quarterly Journal of Economics* 115, 147–180.

Freitas, P. & Muinhos, M. (2002), Um modelo simplificado de metas de inflação para a inflação no Brasil., Technical report, Banco Central do Brasil.

Galí, J. (2008), Monetary policy, inflation, and the business cycle. an introduction to the new keynesian framework, Technical report, Princeton University.

Goodfriend, M. (2004), 'Monetary policy in the new neoclassical synthesis: a primer', *Economic Quarterly* **90**.

Goodfriend, M. & King, R. G. (1997), The new neoclassical synthesis and the role of monetary, Technical report, NBER Macroeconomics Annual.

Gordon, R. J. (1990), *Macroeconomics*, 5th edn, Little, Brocon, and Company, Boston, MA.

Holland, M. (2005), Monetary and exchange rate policy in Brazil after inflation targeting, in 'Anais do XXXIII Encontro Nacional da ANPEC'.

Judd, J. & Rudebush, G. D. (1998), 'Taylor's rule and the fed: 1970-1997. federal reserve bank of san francisco.', *Economic Review* **3**, 3-16.

McCallum, B. T. (1999), Recent developments in monetary policy analysis: the roles of theory and evidence, Technical report, National Bureau of Economic Research.

Meyer, L. H. (2001), Does money matter?, Technical report, Federal Reserve Bank of St. Louis Review.

Minella, A., Freitas, P. S., Goldfajn, I. & Muinhos, M. (2002), Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges., Technical report, Banco Central do Brasil.

Modenesi, A. (2008), Efeito convenção e inércia na taxa selic: uma estimativa da função de reação do bcb (2007-2007)., in 'I Encontro Internacional da Associação Keynesiana Brasileira'.

Piza, E. C. & Dias, J. (2006), Novo consenso macroeconômico, risco moral e política de metas no Brasil: uma avaliação empírica, in 'Anais do XXXIV Encontro Nacional da ANPEC'.

Taylor, J. (1993), 'Discretion versus policy rules in practice', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* **39**, 195-214.