

## Área de Interesse: Área 3 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

**Título:** NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E REGRAS DE CONDUTA: O PAPEL DA ROTATIVIDADE DOS DIRETORES DO COMITÊ DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

**Autores:** **Maria Helena Ambrosio Dias.** Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Maringá, Maringá-PR (1985). Doutorado em Economia (PhD), *University of South Carolina*, Columbia, Carolina do Sul-EUA (1993). Pós-Doutorado em Economia, *University of South Carolina* (2003). Professora Titular em Teoria Econômica do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá e do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas (PCE-UEM). Endereço para Contato: Av. Colombo, 5790, Bloco C23, Sala 10, CEP: 87020-900, Maringá, PR. E-mail: [mhadias@uem.br](mailto:mhadias@uem.br). Telefone: (44) 3261-4387, Fax: (44) 3263-9462.

**Anderson Mutter Teixeira.** Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria-RS (2004). Mestre em Teoria Econômica, Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas (PCE-UEM). Doutorando em Economia, Universidade de Brasília (UnB) e Bolsista do CNPq. Endereço para Contato: Departamento de Economia – IH. Universidade de Brasília, Asa Norte – Caixa Postal 4302, CEP: 70910-970. Brasília-DF. E-mail: [mutterteixeira@yahoo.com.br](mailto:mutterteixeira@yahoo.com.br). Principais publicações: Ensaios FEE, Anpec Sul.

**Joilson Dias.** Graduação em Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Maringá, Maringá-PR (1981). Doutorado em Economia (PhD), *University of South Carolina*, Columbia, Carolina do Sul-EUA (1992). Pós-Doutorado em Economia, *University of South Carolina* (2003). Pós-Doutorado em Economia, Universidade de São Paulo (2009). Professor Titular em Teoria Econômica do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá e do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas (PCE-UEM). Bolsista do CNPq. Endereço para Contato: Av. Colombo, 5790, Bloco C23, Sala 10, CEP: 87020-900, Maringá, PR. E-mail: [jdias@uem.br](mailto:jdias@uem.br). Telefone: (44) 3261-4387, Fax: (44) 3263-9462.

**Resumo:** *A política de metas de inflação tem sido implementada em vários países para atingir estabilidade de preços. No entanto, a literatura aponta que a rotatividade dos dirigentes do Banco Central interfere nas decisões sobre as metas e seus vieses. Assim, este trabalho estima o efeito da rotatividade dos diretores do Comitê de Política Monetária (COPOM) sobre a determinação da taxa de juros, utilizada como instrumento para atingir as metas de inflação no Brasil, com dados mensais de 2001 a 2008. Então, um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) é estimado para a economia brasileira. Além disso, a análise empírica inclui testes de causalidade de Granger, funções impulso-resposta e decomposição da variância. Os resultados indicam baixa significância para a variável dummy de rotatividade dos diretores. Ademais, o hiato do produto apresentou relevância sobre a taxa de juros no modelo de metas de inflação para a economia brasileira.*

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

**Abstract:** *The main purpose of this paper is to estimate an equation to catch the effects of rotation of the directors of COPOM on the determination of the interest rate in Brazil. The empirical analysis uses monthly data from 2001 to 2008. In order to accomplish this objective, the study will provide an analysis of impulse response functions, variance decomposition, and Granger causality tests from vector auto-regression (VAR) estimations. The results suggest that rotation of board directors does affect interest rate determination. Moreover, there is a high significance of the output gap to interest rate in the Brazilian economy.*

**Key-Words:** *Monetary Policy, New Consensus Macroeconomics, Interest Rates, Central Bank.*

**JEL:** *E52, E58*

## NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E REGRAS DE CONDUTA: O PAPEL DA ROTATIVIDADE DOS DIRETORES DO COMITÊ DE POLÍTICA MONETÁRIA NO BRASIL

**Resumo:** A política de metas de inflação tem sido implementada em vários países para atingir estabilidade de preços. No entanto, a literatura aponta que a rotatividade dos dirigentes do Banco Central interfere nas decisões sobre as metas e seus vieses. Assim, este trabalho estima o efeito da rotatividade dos diretores do Comitê de Política Monetária (COPOM) sobre a determinação da taxa de juros, utilizada como instrumento para atingir as metas de inflação no Brasil, com dados mensais de 2001 a 2008. Então, um modelo de vetores auto-regressivos (VAR) é estimado para a economia brasileira. Além disso, a análise empírica inclui testes de causalidade de Granger, funções impulso-resposta e decomposição da variância. Os resultados indicam baixa significância para a variável dummy de rotatividade dos diretores. Ademais, o hiato do produto apresentou relevância sobre a taxa de juros no modelo de metas de inflação para a economia brasileira.

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

**Abstract:** The main purpose of this paper is to estimate an equation to catch the effects of rotation of the directors of COPOM on the determination of the interest rate in Brazil. The empirical analysis uses monthly data from 2001 to 2008. In order to accomplish this objective, the study will provide an analysis of impulse response functions, variance decomposition, and Granger causality tests from vector auto-regression (VAR) estimations. The results suggest that rotation of board directors does affect interest rate determination, but relatively less than the other variables. Moreover, there is a high significance of the output gap to interest rate in the Brazilian economy.

**Key-Words:** Monetary Policy, New Consensus Macroeconomics, Interest Rates, Central Bank.

**JEL:** E52, E58

### 1. Introdução

A partir de julho de 1999, o Brasil adotou oficialmente novo regime de política monetária, com metas de inflação. Tal 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, como forma de 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, logo, forçando a convergência das expectativas inflacionárias dos agentes econômicos para a meta.

Assim, 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*). Assim, o Banco responde de maneira rápida aos repiques inflacionários que possam por 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 teórica 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 e King (1997; 2000), McCallum (1999; 2001; 2005), Clarida, *et al.* (1999), Mayer (2001), Goodfriend (2004; 2005), denominados de *dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) models*.

Nesse contexto, se destaca o papel das expectativas dos agentes econômicos, 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, este trabalho propõe investigar o papel da rotatividade dos diretores do Comitê de Política Monetária (COPOM) na calibração do instrumento de combate a inflação, a taxa de juros Selic, considerando que a institucionalização do regime é relativamente frágil. Pois a credibilidade do regime está relacionada tanto às pessoas que estão no comando da política monetária, ou seja, aos membros do COPOM, quanto à própria Instituição. Desse modo, a rotatividade dos membros do COPOM pode interferir negativamente na determinação da taxa de juros, bem como aumentar a incerteza quanto aos rumos da política monetária.

Assim, além dessa introdução o trabalho está dividido em seis seções: a segunda seção representa a fundamentação teórica; a terceira seção expõe algumas evidências empíricas sobre a estimação de função de reação; a quarta seção apresenta a metodologia empírica; a quinta seção descreve os resultados econométricos; e, por fim, a sexta seção delinea as considerações finais.

## **2. Regra de Política Monetária no Novo Consenso Macroeconômico**

Com o objetivo de expressar a estrutura teórica que tem sido aplicada por vários bancos centrais, o novo consenso macroeconômico pode ser formalmente descrito de diversas maneiras, como pode ser encontrado nos trabalhos pioneiros de Clarida, Galí e Gertler (1999), McCallum (1999; 2001; 2005), Meyer (2001), Arestis e Sawyer (2002a; 2002b; 2002c; 2006) ou nos modelos para economia aberta, como em Arestis (2007) e Angeriz e Arestis (2007). No entanto, como destacado por Meyer (2001), o novo consenso pode ser representado basicamente por um modelo dinâmico com três equações. Assim, apresentamos uma formalização destacando que, muito embora a especificação das equações possa diferir no número de variáveis ou no número de defasagens utilizadas, em essência tais equações representam um mesmo perfil de comportamento.

Dessa forma, os modelos do novo consenso apresentam três equações básicas que são identificadas como: *i*) uma equação de Demanda Agregada; *ii*) uma Curva de Phillips; e *iii*) uma Regra de Política Monetária. Em relação à primeira equação, a representação segue a estrutura da antiga curva IS, agora com a diferença de que esta deriva de uma estrutura de otimização intertemporal, que relaciona a forma como o produto responde às mudanças na taxa de juros real; a segunda equação é uma relação de ajustamento de preços, que especifica o comportamento da inflação em resposta às variações na capacidade produtiva e nas expectativas; e, por fim, a terceira equação é uma regra de política monetária (Meyer, 2001).

No entanto, o modelo desenvolvido por Clarida, Galí e Gertler (1999) é um dos fundamentos para o novo arranjo monetário. De acordo com o modelo, a conduta de política monetária tem papel chave na determinação da atividade econômica de curto prazo, mediante a presença de rigidezes temporárias dos preços nominais, de modo semelhante ao propagado no modelo IS-LM tradicional. Diante disso, o modelo tem por base uma estrutura dinâmica de equilíbrio geral com moeda e com rigidez nominal temporária dos preços, somado ao comportamento dinâmico dos agentes, que ocorre *via* processo de otimização das decisões das firmas e dos consumidores.

Formalmente, definindo  $\pi_t$  como sendo a inflação ocorrida no período  $t$  e  $i_t$  como a taxa nominal de juros, é possível representar o comportamento da economia a partir de duas equações, uma do lado da demanda, denominada de Curva IS<sup>1</sup>, e a outra do lado da oferta, a Curva de Phillips.

---

<sup>1</sup> Conforme destacado pelos autores, a equação (2) é obtida a luz da identidade  $Y_t = C_t + G_t$  sendo  $C_t$  e  $G_t$  o consumo das famílias e o gasto do governo, respectivamente. Logo, pode-se escrever uma equação de Euler log-linear para o

$$x_t = -\varphi(i_t - E_t\pi_{t+1}) + E_t x_{t+1} + g_t \quad (1) \quad \pi_t = \lambda x_t + \beta E_t \pi_{t+1} + u_t \quad (2)$$

Em que  $\pi_t$  é a taxa de inflação do período  $t$ , definida como a mudança percentual no nível de preços entre  $t-1$  e  $t$ ;  $x_t$  é o hiato do produto;  $E_t \pi_{t+1}$  é a expectativa de inflação em  $t$  para o período  $t+1$ ;  $E_t x_{t+1}$  é a expectativa do hiato do produto em  $t$  para o período  $t+1$ ;  $R_t$  é a taxa de juros nominal de curto prazo. Além disso,  $g_t$  e  $u_t$  são termos de erro que obedecem, respectivamente:

$$g_t = \mu g_{t-1} + \hat{g}_t \quad (3) \quad u_t = \rho u_{t-1} + \hat{u}_t \quad (4)$$

Sendo  $0 \leq \mu, \rho \leq 1$  e  $\hat{g}_t$  e  $\hat{u}_t$  variáveis randômicas independentes e identicamente distribuídas (*i.i.d.*), com média zero e variâncias  $\sigma_s^2$  e  $\sigma_u^2$ , respectivamente.

Note que, nessa nova curva IS existe uma dependência no comportamento da demanda agregada com relação às variações nas expectativas formadas sobre o produto e a taxa de juros. Assim, um aumento esperado no produto irá elevar o produto corrente, pois os indivíduos irão preferir suavizar o consumo futuro. Já o efeito negativo do aumento da taxa de juros ocorre a partir da substituição intertemporal dos agentes entre consumo e poupança. Ou seja, uma elevação na taxa de juros pode elevar o nível de poupança em detrimento do consumo presente.

A equação (2), que representa a Curva de Phillips, é derivada de um problema explícito de otimização em um contexto de competição monopolística, em que cada firma define seu nível de preços sujeita à frequência de ajustes futuros. A principal diferença dessa proposição em relação à curva de Phillips original é a inclusão da variável expectacional em relação à inflação futura,  $E_t \pi_{t+1}$ , no lugar da expectativa passada,  $E_{t-1} \pi_t$ . Ainda, observe que o coeficiente do hiato do produto  $\lambda$  é decrescente em relação ao grau de rigidez dos preços e  $u_t$  representa os possíveis choques de oferta.

Por fim, é necessário especificar uma regra de conduta com base no instrumento taxa de juros em detrimento ao controle de oferta de moeda. Nesse caso, os autores Clarida, Galí e Gertler (1999) apresentam uma inovação em relação à Regra de Taylor (1993) tradicional, pois agora fica explícito na equação da regra de conduta o papel primordial das expectativas inflacionárias.

$$i_t^* = \alpha + \gamma_\pi (E_t \pi_{t+1} - \bar{\pi}) + \gamma_x x_t \quad (5)$$

Como destacado pelos autores, essa regra de política monetária responde à inflação esperada, ao invés de se concentrar em estimativas da inflação passada. Portanto, essa regra de Taylor é consistente com as equações apresentadas anteriormente.

### 3. Evidências Empíricas da Estimação de Funções Reação

Um dos trabalhos seminais sobre as atuais regras de política monetária com metas de inflação é Taylor (1993), destacando a determinação da taxa de juros como instrumento para se atingir a meta, segundo a qual 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 aquela 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:

$$i_t = \pi_t + r^* + 0,5(\pi_t - \pi^*) + 0,5(y_t) \quad (6)$$

---

consumo:  $Y_t - e_t = -\varphi(i_t - E_t \pi_{t+1}) + E_t (y_{t+1} - e_{t+1})$  em que  $e_t = -\log(1 - G_t/Y_t)$  é obtida de forma exógena. Assim, usando a definição de hiato de produto e fazendo  $g_t = (\Delta Z_{t+1} - \Delta e_{t+1})$  é possível chegar à equação (2).

Em que  $i_t$  é a taxa de juros dos Fundos Federais Americanos;  $r^*$  a taxa de juros de equilíbrio;  $\pi$  a taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB);  $\pi^*$  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 aponta como uma meta ou inflação de equilíbrio uma taxa de 2% e o 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 do 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 e Rudebusch (1998) estimaram uma função de reação para o FED no período correspondente a três diferentes presidentes institucionais, sem levar em consideração o curto de período de Miller (1978 a 1979). O objetivo dessa estimação era avaliar a 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), 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 foram 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 e Rudebusch (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:

$$\Delta i_t = \gamma\alpha - \gamma i_{t-1} + \gamma(1 + \lambda_1)\pi_t + \gamma\lambda_2 y_t + \lambda_3 y_{t-1} + \rho\Delta i_{t-1} \quad (7)$$

Ainda cabe destacar que essa função de reação foi estimada via método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e os dados das variáveis estimadas tinham periodicidade trimestral. Feito isso, os resultados obtidos pelos autores estão descrito 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 aponta 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, Galí e Gertler (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:

$$r_t^* = r^* + \beta \left( E \left\{ \pi_{t,k} \mid \Omega_t \right\} - \pi^* \right) + \gamma E \left\{ X_{t,q} \mid \Omega_t \right\} \quad (8)$$

Em que  $r_t^*$  denota taxa nominal de juros no período  $t$ ;  $\pi_{t,k}$  denota a mudança percentual do nível de preços entre o período  $t$  e  $t+k$ ;  $\pi^*$  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;  $\Omega_t$  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 ( $\beta$ ) e ( $\gamma$ ).

Ainda Clarida Galí e Gertler (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:

$$r_t = (1 - \rho) \left\{ r^* - (\beta - 1) \pi^* + \beta \pi_{t,k} + \gamma X_{t,q} \right\} + \rho(L) r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

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 ( $\beta$ ) 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 ( $\gamma$ ) relacionado ao hiato do produto é significativo em ambos os períodos, mas de maneira pífia no período Volcker-Greenspan; e, *v*) o coeficiente ( $\rho$ ) 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 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 alguns trabalhos para o período anterior ao regime de metas de inflação<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Entre os trabalhos podemos destacar Garcia, Medeiros e Salgado (2002). Monetary Policy during Brazil's Real Plan: Estimating the Central Bank's Reaction Function. *Texto para Discussão*, n. 18/2002, USP.

Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (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:

$$i_t = (1 - \phi)i_{t-1} + \beta(\alpha_0 + \gamma_1 X_{t-1} + \beta D_j) + V_t \quad (10)$$

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 e 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 à *la 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, Peres, Souza e Tabak (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, Galí e Gertler (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:

$$i_t = \phi[\alpha + \beta E[\pi_{t+n} | \Omega_t] + \gamma E[X_t | \Omega_t] + \zeta E[Z_t | \Omega_t]] + (1 - \phi)i_{t-1} + V_t \quad (11)$$

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 e Monacelli (2005), 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.

#### 4. Metodologia Empírica para a Análise da Rotatividade na Função de Reação com Metas

A análise empírica, proposta com o objetivo de buscar as inter-relações entre as variáveis macroeconômicas do modelo teórico, pode ser realizada por meio da econometria de séries temporais. Esse procedimento econométrico é padrão nos trabalhos empíricos. A primeira suposição a ser destacada é se as séries envolvidas são estacionárias, apresentando características como, suas médias, variâncias e co-variâncias independentes do período de tempo em que sejam medidas. Porém, em um primeiro exame do comportamento das séries temporais econômicas, é comum a ocorrência de tendência temporal estocástica, analogamente as séries costumam apresentar tendência ascendente ou descendente ao longo do tempo, ou seja, as séries são não estacionárias em nível.

A não estacionariedade de algumas séries temporais, denominadas como séries que apresentam raiz unitária, tem como característica a presença de uma forte autocorrelação residual, a qual irá provocar um viés no desvio-padrão dos parâmetros estimados na regressão, ocasionando estatísticas  $R^2$ ,  $F$  e  $t$  não confiáveis, invalidando as inferências estatísticas e resultando em regressões espúrias (Greene, 2003).

##### 4.1. Testes de Raiz Unitária

Nos trabalhos empíricos de séries temporais, os testes padrões para detectar a presença de raiz unitária são os testes de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Teste Phillips-Perron (PP).

Enders (1995, p. 226) destacou fragilidade nos testes DF, pois “... *the Dickey-Fuller test considers only a single unit root*”, que é somada ao fato deste sempre considerar os resíduos como sendo ruído branco. Dessa forma, quando o termo estocástico é autocorrelacionado, torna-se padrão utilizar o teste ADF, pois, como sugere Enders (1995), esse inclui nas especificações do DF mais termos defasados para as variáveis explicativas, de modo que o termo estocástico torne-se serialmente independente ou não-correlacionado. Assim, a inclusão dos termos defasados gera as seguintes equações:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Nas equações (12), (13) e (14),  $p$  representa o número de defasagens necessárias para tornar o termo de erro serialmente independente. No entanto, o teste ADF segue o procedimento do teste DF, uma vez que seus valores críticos são os mesmos do teste DF, somado que a regra de decisão para a hipótese nula é a presença de raiz unitária ou não estacionariedade, enquanto a hipótese alternativa é a estacionariedade da série.

Outro teste muito utilizado na literatura de séries temporais é o teste de Phillips-Perron (PP). O teste PP é caracterizado como sendo mais robusto, pois tem a vantagem de permitir que os resíduos sejam autocorrelacionados, fracamente dependentes e heterogeneamente distribuídos. Cabe ainda destacar que as formas funcionais dos testes e os valores críticos seguem o padrão dos testes DF e ADF, porém no teste PP usa-se a estatística do Teste Z (Enders, 1995).



## 4.2. Modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR)

Em muitas situações, existe uma forte interdependência entre as séries temporais em estudo e várias outras séries temporais, de modo que as previsões baseadas em apenas uma única série temporal se tornam altamente insatisfatórias (Marques, 1998).

Nesse ínterim, é de se esperar que seja possível melhorar a qualidade das previsões de uma determinada série temporal, não apenas com base em seus respectivos valores passados, mas também dos valores passados das outras séries apontadas como relevantes ao seu comportamento, concomitantemente, levando em conta o efeito *feedback* entre as variáveis. No intuito de captar esse efeito *feedback*, é necessário mensurar os modelos multivariados ou vetores auto-regressivos que envolvem a interdependência entre um conjunto de variáveis ou séries relevantes para descrever o comportamento de um determinado sistema.

Diante dessa característica dos modelos vetoriais auto-regressivos (VAR), o vetor é formado por um conjunto de variáveis que são dependentes de seus valores defasados e dos valores defasados das demais variáveis. Assim, todas as variáveis são consideradas como fatores explicativos das demais, logo todas as variáveis são consideradas endógenas. No intuito de esclarecer tais características dos modelos VAR, Greene (2003) sintetiza: *i*) método simples, não exigindo preocupação quanto à determinação da endogeneidade e exogeneidade das variáveis; *ii*) estimação simples, podendo ser usado mínimos quadrados ordinários; e *iii*) previsões melhoradas. Além disso, os termos de erro (por exemplo,  $\varepsilon_1$  e  $\varepsilon_2$ ) são a composição dos dois choques, logo  $\varepsilon_1$  e  $\varepsilon_2$  apresentam ruído branco, e, então exibirão média zero, variância constante e ausência de correlação serial. Portanto, Enders (1995) propõe as equações, a seguir, como o VAR em sua forma padrão.

$$y_t = a_{10} + a_{11} y_{t-1} + a_{12} Z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (15)$$

$$Z_t = a_{20} + a_{21} y_{t-1} + a_{22} Z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (16)$$

Enders (1995) também destaca a preocupação quanto à especificação correta do modelo, no que tange ao número de defasagens e forma funcional. Assim sendo, o cuidado com o número de defasagens é de grande relevância, uma vez que interfere no número de graus de liberdade das estimações. Desse modo, com o objetivo de determinar corretamente o número de defasagens, os testes *Akaike Information Criterion* (AIC) e o *Schwarz Criterion* (SC) são utilizados.

Dessa forma, estima-se um modelo com várias ordens de defasagens, escolhendo aquele que apresente os menores valores para as estatísticas AIC e SC. Feitos tais procedimentos, outra ferramenta poderosa dos modelos VAR é a função impulso-resposta. Esta função tem por intuito investigar o desempenho isolado das variáveis diante de algum choque nas inovações ou resíduos do modelo. Então, essa ferramenta econométrica permite averiguar o grau de “sensibilidade” das variáveis diante de um choque, porém permanecendo constantes as demais inovações. O instrumento impulso-resposta mostra o intervalo de tempo necessário para que os efeitos de um dado choque se dissipem, fazendo com que a variável volte a sua trajetória natural de longo prazo caso o sistema seja estável (Enders, 1995).

Por fim, outro procedimento advindo dos vetores auto-regressivos é a decomposição da variância dos erros de previsão. Tal procedimento permite explicitar a proporção dos movimentos gerados em uma variável à luz da ocorrência de um determinado choque exógeno em si mesma e nas demais variáveis ao longo do tempo. Ou seja, fornece informações em torno da importância de uma determinada variável nas alterações de outra variável do modelo VAR.

## 4.3. Teste de Causalidade de Granger

Por vezes, o intuito é testar se uma determinada variável ou grupo de variáveis desempenha algum papel na determinação de outras variáveis do sistema. Todavia, a econometria tradicional envolve análise de regressão em que há dependência de uma variável com relação a outras, porém a análise de regressão pura e simples não implica em causalidade (Carneiro, 1997). Assim, conforme

Kendall e Stuart (1961)<sup>3</sup>, citado por (Carneiro, 1997), a identificação de uma relação estatística entre duas ou mais variáveis, por mais forte que seja, não pode estabelecer uma relação causal.

Desse modo, em termos econométricos torna-se muitas vezes necessário definir um conceito de causalidade, o qual irá permitir identificar o tipo de relação entre duas ou mais variáveis. Por conseguinte, uma definição de causalidade que seja operacional e testável é a denominada na literatura como Causalidade de Granger, ou relação de precedência. Tal causalidade é testada no contexto dos modelos VAR. Na visão de Marques (1998, p.162), Causalidade de Granger pode ser definida como: “Diz-se que X causa Y no sentido de Granger se os valores passados de X contribuem para melhorar as previsões do valor corrente de Y, todo o resto constante”.

De forma análoga, Carneiro (1997) argumenta que em determinadas situações, em que existam duas variáveis do tipo X e Y, estas podem ter um efeito mútuo entre si, dependendo da estrutura de defasagens entre elas. Portanto, um pesquisador está interessado, na prática, em saber se X precede Y ou Y precede X, ou se X e Y ocorrem simultaneamente<sup>4</sup>.

No intuito de esclarecer o teste de causalidade de Granger, Carneiro (1997) supõe duas séries temporais,  $X_t$  e  $Y_t$ . As informações relevantes para a feitura do teste estão contidas exclusivamente nas séries de tempo mencionadas. Assim, uma série de tempo estacionária X causa, no sentido de Granger, outra série estacionária Y, se melhores previsões estatisticamente significantes de Y podem ser obtidas ao incluirmos valores defasados de X aos valores defasados de Y.

Portanto, ao final do procedimento, desde que o futuro não possa prever o passado, se a variável X Granger causa a variável Y, então mudanças em X devem preceder temporalmente em Y.

#### **4.4. Definição das Variáveis Macroeconômicas**

Nesse 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*) desconsideraram-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), 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.

**Desvio das Expectativas Inflacionárias (LDESVIO)** - Variável obtida pela diferença entre as expectativas de inflação de mercado em relação à meta de inflação de um determinado período t.

**Rotatividade (ROTADIR)** - Variável *dummy*, cujo objetivo é captar o efeito da rotatividade de pelo menos um membro do colegiado ou COPOM com direito a voto no período estipulado para o estudo. Assim, atribuiu-se

Valor igual a zero (0) = Se não houve alteração dos Membros do Colegiado,

Valor igual a um (1) = Se pelo menos um membro do colegiado foi substituído.

**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

<sup>3</sup> Para mais detalhes, ver Kendall, M.G; e Stuart, A (1961). *The Advanced Theory of Statistics*. Charles Griffin Publisher, Nova York.

<sup>4</sup> Carneiro (1997) também faz uma ressalva que o termo Causalidade no sentido estatístico não é sinônimo de endogeneidade, somado que é conveniente tanto usar o termo precedência quanto o termo causalidade, porém este último termo está cristalizado na literatura.

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, para a aplicação do novo consenso macroeconômico, 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 Robert Gordon<sup>5</sup> (1990) para o produto real natural da economia americana.

Os procedimentos de cálculos são os seguintes:

- i) identificar os picos da série de expectativas do mercado sobre a taxa de crescimento do PIB;
- ii) calcular a taxa de crescimento entre os picos identificados na série e distribuí-los linearmente em cada período existente entre os picos;
- iii) 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 ( $q^n$ ) do  $n^{\text{ésimo}}$  período ( $Q^n$ ) foi calculada como segue:

$$q^n = \left[ \frac{Q^n_{2004:3}}{Q^n_{2004:9}} \right]^{1/6} - 1$$

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

## 5. Apuração e Análise dos Resultados Econométricos

### 5.1. 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, a única variável estacionária em nível é a expectativa do hiato do PIB, as demais variáveis são estacionárias em primeira diferença.

**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)
LDESVIO	I(1)	I(1)

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

<sup>5</sup> GORDON, R. J. (1990). *Macroeconomics*. 5 ed., Little, Brocon, and Company, Boston, MA.

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

## 5.2. Estimação do Modelo VAR

Para captar a influência da rotatividade dos diretores do Comitê de Política Monetária (COPOM) na função de reação a *la* Taylor (1993) para a economia brasileira, a especificação a ser testada na presente seção pode ser expressa da seguinte forma:

$$i_t = \alpha + \beta(DLDESVIO) + \gamma(DGAPPIB) + \delta(EXPGAP) + ROTADIR \quad (17)$$

Em que  $i_t$  é a variação da taxa básica Selic mensal; DLDESVIO é a primeira diferença da variável que representa o desvio das expectativas de inflação de mercado em relação à meta de inflação de um determinado período  $t$ ; DGAPPIB é a primeira diferença do hiato do produto; EXPGAP é a expectativa do hiato do produto; e a variável ROTADIR é a variável *dummy*, cujo objetivo é captar o efeito da rotatividade de pelo menos um membro do colegiado ou COPOM com direito a voto no período estipulado para o estudo.

Primeiramente, o Teste de Exclusão de Defasagens foi realizado, Tabela (2), que utiliza a estatística de Wald. Esse teste determinou a exclusão das defasagens 5 e 6 das estimativas do modelo VAR.

**TABELA 2 - Teste de Wald para Exclusão de Defasagens**

	DLSELIC	DLDESVIO	DGAPPIB	EXPGAP	ROTADIR	CONJUNTO
Defasagem 1	40,56793 [ 1,15e-07]	5,521006 [ 0,355648]	26,38526 [ 7,51e-05]	32,41573 [ 4,91e-06]	3,096241 [ 0,685151]	101,9069 [ 2,99e-11]
Defasagem 2	12,77671 [ 0,025564]	2,929113 [ 0,710914]	4,932303 [ 0,424198]	1,720861 [ 0,886261]	2,549650 [ 0,769000]	27,75419 [ 0,319293]
Defasagem 3	4,792313 [ 0,441749]	1,099301 [ 0,954166]	11,39348 [ 0,044113]	7,698174 [ 0,173673]	7,828700 [ 0,165932]	32,14623 [ 0,153824]
Defasagem 4	11,49931 [ 0,042331]	2,564279 [ 0,766785]	24,82770 [ 0,000150]	21,08259 [ 0,000781]	8,835722 [ 0,115799]	67,20657 [ 9,92e-06]
Defasagem 5	2,377843 [ 0,794769]	2,974035 [ 0,703989]	9,251926 [ 0,099428]	7,906206 [ 0,161481]	5,446944 [ 0,363799]	27,85283 [ 0,314673]
Defasagem 6	10,86666 [ 0,054089]	2,727801 [ 0,741863]	4,159343 [ 0,526710]	3,313048 [ 0,651845]	3,937748 [ 0,558413]	26,02274 [ 0,406386]
Graus de liberdade	5	5	5	5	5	25

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

Posteriormente, o teste de Causalidade de Granger foi efetuado, para identificar a precedência temporal entre as variáveis da função de reação a ser estimada, quais sejam: variação da taxa de juros Selic (DLSELIC); desvio entre as expectativas de inflação de mercado em relação à meta de inflação de um determinado período  $t$  (DLDESVIO); variação do hiato do produto (DGAPPIB); expectativa do hiato do produto (EXPGAP); e rotatividade de pelo menos um membro dos diretores do COPOM. Os resultados são mostrados na Tabela (3). Aqui, os testes são realizados com uma defasagem.

Conforme Tabela (3), existe uma relação de precedência entre a variável (DLDESVIO) e a variação da taxa de juros Selic (DLSELIC), ou seja, DLDESVIO causa no sentido de Granger a DLSELIC. Todavia, a DLDESVIO não é Granger causada pela variação da taxa de juros Selic. Portanto, as variações na taxa de juros se ajustam às variações nos desvios da inflação em relação à meta. Em relação ao hiato do produto (DGAPPIB) e a taxa de juros Selic (DLSELIC), há uma relação de precedência entre ambas as variáveis, indicando uma simultaneidade entre as variáveis mencionadas, ou reciprocidade (*feedback*).

Quanto à relação de precedência entre a variação da taxa de juros (DLSELIC) e a expectativa do hiato do produto (EXPGAP), existe uma relação de precedência entre ambas. Apesar do

coeficiente da expectativa do hiato na variação da taxa de juros ser menor, existe relação de retroalimentação. E, por fim, há uma relação de precedência no sentido de Granger entre a variável Rotatividade dos diretores do COPOM e a variação da taxa de juros. Porém, a Rotatividade (ROTADIR) não é Granger causada pela variação da taxa de juros Selic, indicando uma relação conforme o esperado que corrobora à hipótese do trabalho.

A rigor, a variação da taxa de juros Selic causa a variação do hiato do produto e a expectativa do hiato do produto, enquanto que é causada por DLDESVIO, variação do hiato do produto, expectativa do hiato do produto e pela rotatividade dos diretores do COPOM, quando se considera uma defasagem nas equações testadas. Feito isso, a Tabela (4) descreve as estimativas do VAR da equação (17).

**TABELA 3 - Testes de Causalidade de Granger**

HIPÓTESE NULA	PROBABILIDADE
DLDESVIO não causa no sentido de Granger DLSELIC	0,0685
DLSELIC não causa no sentido de Granger DLDESVIO	0,5971
DGAPPIB não causa no sentido de Granger DLSELIC	0,1335
DLSELIC não causa no sentido de Granger DGAPPIB	4,E-06
EXPGAP não causa no sentido de Granger DLSELIC	0,1217
DLSELIC não causa no sentido de Granger EXPGAP	0,0573
ROTADIR não causa no sentido de Granger DLSELIC	0,2102
DLSELIC não causa no sentido de Granger ROTADIR	0,8735
DGAPPIB não causa no sentido de Granger DLDESVIO	0,1090
DLDESVIO não causa no sentido de Granger DGAPPIB	0,5083
EXPGAP não causa no sentido de Granger DLDESVIO	0,0424
DLDESVIO não causa no sentido de Granger EXPGAP	0,8478
ROTADIR não causa no sentido de Granger DLDESVIO	0,6186
DLDESVIO não causa no sentido de Granger ROTADIR	0,4140
EXPGAP não causa no sentido de Granger DGAPPIB	0,7778
DGAPPIB não causa no sentido de Granger EXPGAP	0,3170
ROTADIR não causa no sentido de Granger DGAPPIB	0,4224
DGAPPIB não causa no sentido de Granger ROTADIR	0,7889
ROTADIR não causa no sentido de Granger EXPGAP	0,5814
EXPGAP não causa no sentido de Granger ROTADIR	0,3439

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

NOTA: Teste realizado com 1 defasagem.

Neste modelo VAR, foram testadas duas variáveis *dummies*, para captar dois efeitos específicos separadamente, as Eleições Presidenciais em 2002 e a Crise da Energia. No entanto, ambas foram insignificantes. Todavia, essas *dummies* foram excluídas da estrutura estimada, uma vez que, sua permanência afetava a estabilidade do modelo VAR.<sup>6</sup>

Nesse íterim, o modelo VAR estimado inclui as seguintes variáveis: a taxa de juros Selic (DLSELIC) como dependente; e independentes, o desvio da expectativa de inflação em relação à meta pré-anunciada (DLDESVIO), o hiato do produto (DGAPPIB), a expectativa do hiato (EXPGAP) e a rotatividade dos diretores do COPOM (ROTADIR).

Assim, as estimativas apontam a própria variação da taxa de juros Selic (DLSELIC) na primeira, segunda, terceira e quarta defasagem como significativas para explicar as variações na taxa de juros Selic. Então, existe uma inércia na composição da taxa de juros Selic na economia brasileira que contribui para sua permanência no tempo.

Já em relação à variável (DLDESVIO), sua estimativa na segunda defasagem (dois meses) é significativa para explicar as variações na taxa de juros Selic. Isso significa que quando as expectativas inflacionárias de mercado superarem a meta de inflação do BCB, no mês respectivo composta de forma a compará-la ao ano, a taxa de juros Selic seria ajustada para cima, com uma

<sup>6</sup> Como a variável que capta a rotatividade de diretores colegiados também utiliza variável *dummy*, é possível que esteja interferindo nas estimativas das *dummies* para os choques exógenos.

defasagem de dois meses. Note que, as reuniões do COPOM ocorrem a cada 40 ou 45 dias, sugerindo que após cada reunião, as expectativas do mercado sobre inflação estão reagindo.

Além disso, variações período a período do hiato do produto (DGAPPIB) causam impacto significativo na determinação da taxa de juros, em especial um mês e quatro meses anteriores. Este resultado difere de outros encontrados na literatura, como por exemplo, Piza e Dias (2006).

Da mesma forma, a segunda defasagem da variável (ROTADIR) explica as variações da taxa de juros Selic. Note que decorrem também dois meses até que as expectativas de mercado se desviem da meta. Ou seja, de acordo com os resultados, são necessários dois meses, após a primeira reunião em que participou o novo diretor, para que o mercado perceba alguma influência de atuação da troca de um diretor específico sobre a determinação da taxa de juros básica.

E, por fim, em relação à variável expectativa do hiato do produto (EXPGAP), a mesma não é significativa para explicar as variações na taxa de juros Selic.

A estatística F para o modelo VAR sumarizado é significativo com valor igual a 5,5 e um  $R^2$  indicando que 63% da variação da taxa de juros Selic é devida aos seus próprios valores defasados e aos valores defasados das demais variáveis.

**TABELA 4 - Estimativa do Modelo VAR: Forma Reduzida**

	DLSELIC	DLDESVIO	DGAPPIB	EXPGAP	ROTADIR
DLSELIC(-1)	-0.618978 (0.12849) <b>[-4.81724]</b>	-0.257753 (0.21880) <b>[-1.17805]</b>	-0.226398 (0.03886) <b>[-5.82535]</b>	0.231928 (0.67921) <b>[0.34147]</b>	0.515693 (0.61336) <b>[0.84076]</b>
DLSELIC(-2)	-0.215375 (0.14605) <b>[-1.47463]</b>	0.135538 (0.24870) <b>[0.54499]</b>	-0.046322 (0.04418) <b>[-1.04857]</b>	-0.552052 (0.77204) <b>[-0.71506]</b>	-0.900217 (0.69720) <b>[-1.29120]</b>
DLSELIC(-3)	0.348143 (0.14513) <b>[2.39879]</b>	-0.087941 (0.24713) <b>[-0.35585]</b>	0.094346 (0.04390) <b>[2.14923]</b>	-0.400927 (0.76717) <b>[-0.52261]</b>	0.599866 (0.69280) <b>[0.86586]</b>
DLSELIC(-4)	0.334672 (0.13011) <b>[2.57216]</b>	-0.222534 (0.22156) <b>[-1.00441]</b>	0.094145 (0.03935) <b>[2.39223]</b>	-1.764631 (0.68778) <b>[-2.56570]</b>	-0.814736 (0.62110) <b>[-1.31176]</b>
DLDESVIO(-1)	0.089712 (0.07247) <b>[1.23799]</b>	-0.073497 (0.12340) <b>[-0.59562]</b>	-0.034874 (0.02192) <b>[-1.59107]</b>	0.116569 (0.38306) <b>[0.30431]</b>	-0.478942 (0.34592) <b>[-1.38453]</b>
DLDESVIO(-2)	0.141109 (0.07574) <b>[1.86296]</b>	-0.122453 (0.12898) <b>[-0.94942]</b>	-0.007693 (0.02291) <b>[-0.33580]</b>	0.264654 (0.40038) <b>[0.66100]</b>	-0.267695 (0.36157) <b>[-0.74037]</b>
DLDESVIO(-3)	0.123108 (0.07781) <b>[1.58220]</b>	-0.121444 (0.13249) <b>[-0.91661]</b>	0.019118 (0.02353) <b>[0.81233]</b>	0.316318 (0.41129) <b>[0.76908]</b>	0.187239 (0.37142) <b>[0.50411]</b>
DLDESVIO(-4)	0.022277 (0.07594) <b>[0.29333]</b>	-0.110917 (0.12932) <b>[-0.85770]</b>	-0.024864 (0.02297) <b>[-1.08242]</b>	0.188409 (0.40144) <b>[0.46933]</b>	-0.270102 (0.36253) <b>[-0.74505]</b>
DGAPPIB(-1)	-0.881697 (0.40408) <b>[-2.18200]</b>	1.414765 (0.68806) <b>[2.05615]</b>	0.098753 (0.12222) <b>[0.80800]</b>	-2.620205 (2.13595) <b>[-1.22672]</b>	0.477567 (1.92889) <b>[0.24759]</b>
DGAPPIB(-2)	0.553020 (0.39733) <b>[1.39184]</b>	-0.638802 (0.67657) <b>[-0.94417]</b>	-0.164461 (0.12018) <b>[-1.36848]</b>	-1.895635 (2.10028) <b>[-0.90256]</b>	4.528962 (1.89668) <b>[2.38784]</b>
DGAPPIB(-3)	-0.200037 (0.42603) <b>[-0.46954]</b>	-0.170360 (0.72545) <b>[-0.23484]</b>	-0.174785 (0.12886) <b>[-1.35640]</b>	-4.247302 (2.25200) <b>[-1.88602]</b>	-4.384489 (2.03369) <b>[-2.15593]</b>
DGAPPIB(-4)	-1.183717	0.856612	-0.423017	2.757055	0.864801

	(0.40394)	(0.68782)	(0.12218)	(2.13520)	(1.92821)
	<b>[-2.93046]</b>	[ 1.24540]	<b>[-3.46236]</b>	[ 1.29124]	[ 0.44850]
EXPGAP(-1)	0.013953	0.057037	0.005432	0.749054	-0.031391
	(0.01859)	(0.03165)	(0.00562)	(0.09826)	(0.08873)
	[ 0.75066]	<b>[ 1.80205]</b>	[ 0.96617]	<b>[ 7.62357]</b>	[-0.35378]
EXPGAP(-2)	-0.000477	-0.005564	0.009789	0.044886	-0.033545
	(0.02416)	(0.04114)	(0.00731)	(0.12772)	(0.11534)
	[-0.01974]	[-0.13524]	[ 1.33941]	[ 0.35143]	[-0.29083]
EXPGAP(-3)	-0.000799	-0.002936	-0.024093	0.321339	-0.205113
	(0.02427)	(0.04133)	(0.00734)	(0.12829)	(0.11586)
	[-0.03291]	[-0.07104]	<b>[-3.28207]</b>	<b>[ 2.50474]</b>	<b>[-1.77042]</b>
EXPGAP(-4)	-0.004704	0.002329	0.008276	-0.402300	0.273703
	(0.01936)	(0.03297)	(0.00586)	(0.10236)	(0.09243)
	[-0.24293]	[ 0.07062]	[ 1.41307]	<b>[-3.93044]</b>	<b>[ 2.96111]</b>
ROTADIR(-1)	-0.019468	-0.019201	0.003580	0.282029	0.068567
	(0.02468)	(0.04203)	(0.00747)	(0.13048)	(0.11783)
	[-0.78870]	[-0.45683]	[ 0.47951]	<b>[ 2.16149]</b>	[ 0.58191]
ROTADIR(-2)	0.042079	-0.041292	0.006668	0.090519	-0.007066
	(0.02345)	(0.03993)	(0.00709)	(0.12396)	(0.11194)
	<b>[ 1.79436]</b>	[-1.03408]	[ 0.94006]	[ 0.73023]	[-0.06312]
ROTADIR(-3)	-0.007401	-0.010004	0.002546	0.017613	-0.203946
	(0.02308)	(0.03929)	(0.00698)	(0.12198)	(0.11016)
	[-0.32072]	[-0.25459]	[ 0.36472]	[ 0.14439]	<b>[-1.85140]</b>
ROTADIR(-4)	-0.030977	-0.017530	0.006600	0.336255	0.057842
	(0.02362)	(0.04022)	(0.00714)	(0.12485)	(0.11274)
	[-1.31155]	[-0.43587]	[ 0.92391]	<b>[ 2.69332]</b>	[ 0.51304]
C	0.005572	0.076379	-0.007823	-0.485331	0.227690
	(0.02095)	(0.03567)	(0.00634)	(0.11073)	(0.10000)
	[ 0.26598]	<b>[ 2.14120]</b>	[-1.23474]	<b>[-4.38289]</b>	<b>[ 2.27694]</b>
R-squared	0.628877	0.212991	0.629017	0.785447	0.292875
F-statistic	5.507212	0.879559	5.510514	11.89774	1.346076

FONTE: Resultados da pesquisa.

NOTA: As defasagens destacadas em negrito são estatisticamente significantes, n=84.

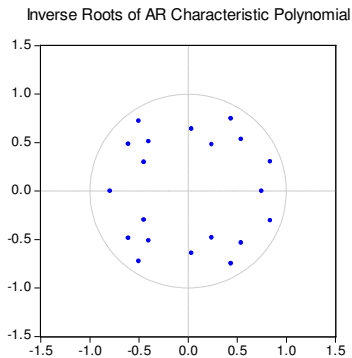
Em seguida, para confirmar a confiabilidade do modelo estimado, os testes de normalidade dos resíduos do VAR e estabilidade do modelo VAR são apresentados. O teste de normalidade dos resíduos foi efetuado através do teste qui-quadrado ( $\chi^2$ ) de Jarque-Bera. Como demonstrado pela Tabela (5), existe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

**TABELA 5 - TESTE  $\chi^2(2)$  DE JARQUE-BERA**

Componentes	Jarque-Bera	Probabilidade
1	6,102455	0,0473
2	218,2435	0,0000
3	9,003404	0,0111
4	3,459795	0,1773
5	10,78409	0,0046
Conjunto	247,5932	0,0000

FONTE: Dados da pesquisa. Resultado do Eviews.

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 suas raízes têm módulo menor que a unidade, encontrando-se dentro do círculo unitário, como mostra a Figura (1).

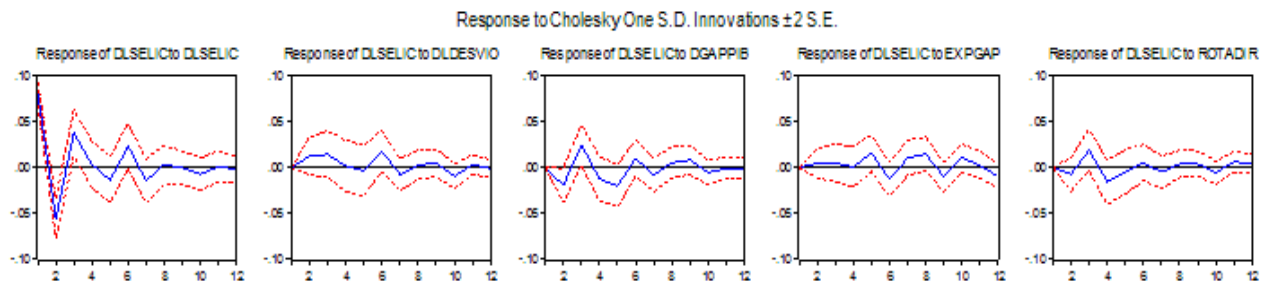


**FIGURA 1 - Teste de Estabilidade do VAR**

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.

### 5.3. 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 12 meses, considerando o impulso, ou uma inovação, do tamanho de dois desvios-padrão ( $\pm 2$  s.d.).



**FIGURA 2 - Resposta da Taxa de Juros Selic a Choques nas Variáveis do VAR**

Conforme Figura (2), a resposta da variação da taxa de juros para inovações na própria taxa de juros apresenta oscilações entre efeitos negativos e positivos até o oitavo mês, e posteriormente, se estabiliza, mostrando novamente uma inércia na taxa Selic a partir do segundo período.

Em relação à resposta da variação da taxa de juros ao desvio das expectativas da meta (DLDESvio), há impacto positivo no segundo mês, permanecendo estável até o quarto mês e posteriormente sofrendo outro impacto positivo no sexto mês, se estabilizando novamente. Então, se as expectativas inflacionárias se desviarem da meta estipulada pelo COPOM, a taxa de juros reage aumentando acima da média nos primeiros quatro meses, o que causa um impacto negativo sobre a própria taxa Selic no quinto mês, voltando a reagir para cima em seis meses posteriores. Esse comportamento afirma o compromisso dos *policymakers* com a hipótese *forward-looking*, uma vez que, os desvios da expectativa de inflação em relação à meta pré-anunciada ocasionam uma calibração da taxa de juros por parte do Banco Central, no intuito de mitigar tais desvios expectacionais.

Sobre resposta da taxa de juros a inovações no hiato do produto, a taxa de juros sofre oscilações no segundo e novamente no sexto mês, de forma que tal impacto representa a preocupação dos *policymakers* aos desvios do produto ao produto potencial e à atividade econômica, apesar de pouco expressivo.



Em relação à resposta da variação da taxa de juros à expectativa do hiato do produto, esta é pouco significativa.

Ademais, a resposta da variação da taxa de juros à rotatividade dos diretores do COPOM é relativamente baixa nos primeiros dois meses, e pouco mais expressiva ao final do primeiro trimestre. No entanto, isso indica que a taxa de juros Selic responde de maneira pouco significativa à troca de pelo menos um diretor do Comitê de Política Monetária. Provavelmente, isso decorre do fato de que, no período estipulado para análise, somente em três ocasiões houve a substituição de mais de um Diretor. Uma em 2002, de dois diretores, e em 2007, três diretores intercalados entre os meses de março, abril e maio e, ainda, nos meses de dezembro do mesmo ano e janeiro de 2008, dois Diretores com direito a voto nas reuniões do colegiado.

Com o objetivo de complementar a análise de impulso e resposta, a decomposição da variância dos erros de previsão permite quantificar o peso de cada uma das variáveis explicativas na determinação da variância do erro de previsão da taxa de juros (DLSELIC) para um determinado período de tempo conforme a Tabela (6).

Conforme os resultados tabelados na Tabela (6), a análise da decomposição da variância do erro de previsão mostra que grande parte da variância na taxa de juros Selic se dá em funções de choques em si própria, com valor máximo em torno de 93,6% no segundo período. Esse resultado afirma o elevado fator inercial da taxa de juros Selic. Porém, essa forte participação é minimizada ao longo do período até estabelecer o valor de 71,8% no décimo segundo período. Desse modo, pode-se inferir que a taxa de juros passou a responder de maneira mais parcimoniosa às pressões ou a choques de outras variáveis macroeconômicas.

No que toca à variável (DLDESvio), a decomposição da variância afirma a baixa significância dessa variável na determinação da variação período a período da taxa de juros Selic, como pode ser confirmado pelo seu valor máximo em torno de 5,35%, passados 11 meses. Note que, durante 2001 a 2003, a economia brasileira enfrentou graves constrangimentos, tanto externos como internos, levando o Banco Central do Brasil a adotar o regime de metas de inflação ajustada. Com essa alteração, os *policymakers* destilaram mais atenção ao produto e à atividade econômica, elemento que reforça a flexibilidade do regime de metas de inflação na economia brasileira, uma vez que sua preocupação em tal cenário é mais focada no produto, sem levar a uma perda da credibilidade da conduta de política monetária, como também aponta a variável DGAPPIB.

**TABELA 6 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão para a Taxa de Juros Selic**

Período	Desvio Padrão	Proporção da variância devida a choques (%)				
		DLSELIC	DLDESvio	DGAPPIB	EXPGAP	ROTADIR
1	0,080695	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
2	0,101018	93,96561*	1,563181	3,761894	0,193864	0,515446
3	0,113282	85,82316	2,816771	7,704793	0,337948	3,317330
4	0,115139	83,16407	2,746817	8,664117	0,331205	5,093795
5	0,118849	79,38988	2,654458	10,91607	2,094340	4,945246
6	0,123597	76,92769	4,559221	10,74018	3,023166	4,749741
7	0,125503	75,93764	4,796510	10,82240	3,672452	4,771000
8	0,126609	74,68564	4,762857	10,82314	4,953773	4,774589
9	0,127468	73,68470	4,859779	11,09250*	5,548396	4,814622
10	0,128712	72,58714	5,312530	11,06165	6,131856	4,906823
11	0,128916	72,36707	5,356799*	11,03007	6,143583	5,102478
12	0,129417	71,83732	5,323635	10,94775	6,696164*	5,195128*

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

Sobre a resposta de variações do hiato do produto (DGAPPIB), a decomposição da variância afirma uma participação ativa dessa variável na determinação da variação da taxa de juros Selic. Fato que pode ser visualizado no valor máximo obtido em torno de 11,01% no nono mês de análise. Essa análise reforça os resultados do impulso-resposta, em destacar o papel do hiato do produto na função de reação por parte dos *policymakers*. Ou seja, a variação do hiato é a segunda variável mais importante para explicar a determinação da taxa de juros Selic, o que realça a preocupação do Banco

Central do Brasil com o produto em período adverso, ao invés de almejar a meta de inflação anunciada previamente. Tal resultado vem complementar a outras estimativas obtidas para a economia brasileira sobre o papel do hiato do produto.

Ainda cabe destacar o papel de duas variáveis. A expectativa do hiato do produto foi pouco significativa, atingindo valor máximo em torno de 6,7% no último mês de análise, porém tal valor é superior aos estimados para a variável (DLDESVIO).

E, por fim, cabe destacar a baixa significância da variável (ROTADIR) em explicar a variação da taxa de juros, atingindo valor máximo de 5,2% no último mês de análise. Dessa forma, a troca de pelo menos um diretor do COPOM com direito a voto nas reuniões periódicas afeta de forma menos relevante que as demais variáveis a determinação da taxa de juros Selic pelo Banco Central do Brasil, mais uma vez demonstrando alguma estabilidade nas decisões do COPOM.

Dando continuidade aos experimentos econométricos realizou-se o teste de Causalidade de Granger para as variáveis em bloco, com intuito de verificar se alguma das variáveis incluídas no modelo VAR como endógena poderia ser considerada exógena. Os resultados obtidos encontram-se resumidos na Tabela (7).

**TABELA 7 - Teste de Exogeneidade em Bloco: Granger**

Variável dependente : DLSELIC			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
DLDESVIO	6,075616	4	0,1936
DGAPPIB	15,32576	4	0,0041
EXPGAP	1,041264	4	0,9035
ROTADIR	5,289493	4	0,2589
Total	37,68538	16	0,0017
Variável dependente: DLDESVIO			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
DLSELIC	3,984585	4	0,4081
DGAPPIB	5,765041	4	0,2174
EXPGAP	6,811554	4	0,1462
ROTADIR	1,485285	4	0,8292
Total	15,43304	16	0,4932
Variável dependente: DGAPPIB			
Excluída	Qui-quadrado	Graus de liberdade	Probabilidade
DLSELIC	42,36452	4	0,0000
DLDESVIO	5,132573	4	0,2740
EXPGAP	12,11503	4	0,0165
ROTADIR	1,959223	4	0,7433
Total	73,39138	16	0,0000
Variável dependente: EXPGAP			
Excluída	Qui-quadrado	Qui-quadrado	Probabilidade
DLSELIC	7,314703	4	0,1202
DLDESVIO	0,993077	4	0,9108
DGAPPIB	10,14240	4	0,0381
ROTADIR	10,43594	4	0,0337
Total	26,00058	16	0,0540
Variável dependente: ROTADIR			
Excluída	Qui-quadrado	Qui-quadrado	Probabilidade
DLSELIC	5,706122	4	0,2222
DLDESVIO	3,504244	4	0,4772
DGAPPIB	9,220733	4	0,0558
EXPGAP	9,731448	4	0,0452
Total	23,62253	16	0,0981

O Teste de Causalidade em Bloco permite verificar para a equação do VAR, que tem a taxa de juros (DLSELIC) como variável dependente, se as variáveis DLDESVIO, DGAPPIB, EXPGAP e ROTADIR, consideradas como endógenas, podem ser exógenas. Conforme Tabela (7), quando consideradas em conjunto, as variáveis que compõem a equação são endógenas, em virtude da probabilidade de serem exógenas é inferior a 1%. Acresce a isso, quando consideradas individualmente, a variável EXPGAP pode ser considerada exógena.

## 6. Considerações Finais

Este trabalho discute a atual conduta de política monetária adotada no Brasil dentro do contexto do novo consenso macroeconômico. Dessa forma, o estudo investiga a determinação da taxa de juros na conduta de política de metas de inflação na economia brasileira, com a hipótese de que a rotatividade dos Diretores Colegiados do Comitê de Política Monetária (COPOM) possa interferir na calibração do principal instrumento da política, a taxa de juros, no período de 2001 a 2008.

Assim, os resultados postulam significância relativamente baixa da variável *dummy* ROTADIR, o que sugere que a troca de pelo menos um diretor com direito a voto não interfere de maneira significativa na calibração do instrumento. Tal fato indica que a rotatividade de diretores do COPOM não se configura em fontes de incertezas quanto ao rumo da política monetária na economia brasileira. Portanto, proposições sugeridas por Rogoff (1985), como contratos para dirigentes do Banco Central e independência do órgão, apesar de não estarem de todo institucionalizadas no Brasil, vêm sendo cumpridas, demonstrando baixa rotatividade dos Diretores do Comitê de Política Monetária.

Ademais, se observou preocupação dos *policymakers* com o produto, fato consolidado via a incorporação das metas flexíveis de inflação, provavelmente em decorrência de inúmeros choques observados no período de análise, tanto externos como internos.

## 7. Referências

- ALMEIDA, C.L.; PERES, M.A.; SOUZA, G.S.; TABAK, B.M. Optimal monetary rules: the case of Brasil. *Working Papers Series*, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 63, fev., 2003.
- ARESTIS, P. What is the New Consensus in Macroeconomics. In: ARESTIS, P. *Is There a New Consensus in Macroeconomics?* New York (NY), EUA, Palgrave Macmillan, 2007.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. Can Monetary Policy Affect The Real Economy? *Working Paper Series*, Annandale-on-Hudson, Nova York: The Levy Economics Institute, n. 355, 2002a.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. Does the Stock of Money have any Causal Significance? *Working Paper Series*, Annandale-on-Hudson, Nova York: The Levy Economics Institute, n. 363, 2002b.
- ARESTIS, P.; SAWYER, M. New Keynesianism and The Economics of the “Third Way”. *Working Paper Series*, Annandale-on-Hudson, Nova York: The Levy Economics Institute, n. 364, 2002c.
- ANGERIZ, A.; ARESTIS, P. Monetary policy in the UK. *Cambridge Journal of Economics*, p.1-22, ago., 2007.
- BARCELOS, P.C. O Sistema de Metas para Inflação: uma avaliação empírica da experiência brasileira. Porto Alegre. UFRGS, 2007. 159p. *Tese de Doutorado em Ciências Econômicas*. Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules in Practice: some international evidence. *European Economic Review*, n. 42, p. 1033-1067, 1998.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: a new keynesian perspective. *NBER Working Paper*, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 7147, mai., 1999.
- CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: evidence and some theory. *The Quarterly Journal of Economics*, fev., 2000.

- CUKIERMAN, A. *Central Bank Strategy, Credibility, and Independence*. Cambridge, The MIT Press, 1992.
- CURRIE, D.; LEVINE, P. *Rules, Reputation and Macroeconomic Policy Coordination*. Cambridge, Cambridge University Press, 1993.
- FREITAS, P.; MUINHOS, M. Um Modelo Simplificado de Metas de Inflação para a Inflação no Brasil. *Metas para a Inflação no Brasil: uma coletânea de trabalhos*. Banco Central do Brasil, p. 29-46, 2002.
- FURLANI, L. G.; PORTUGAL, M. S.; LAURINI, M. P.; Exchange Rate Movements and Monetary Policy in Brazil: econometric and simulation evidence. *Texto para Discussão*, n. 1, PPGE\_UFRGS, 2009.
- GOODFRIEND, M. Monetary Policy in the New Neoclassical Synthesis: a primer. *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, v. 90, n. 3, verão, 2004.
- GOODFRIEND, M. The Monetary Policy Debate Since October 1979: lessons for theory and practice. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, mar./abr., parte 2, p. 243-262, 2005.
- GOODFRIEND, M.; KING, R. G. The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. In: BERNANKE, B.; ROTEMBERG, J. *NBER Macroeconomics Annual*, jun., 1997.
- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2002.
- HOLLAND, M. Monetary and Exchange Rate Policy in Brazil after Inflation Targeting. *Anais do XXXIII Encontro Nacional da ANPEC*, Natal (RN), 2005.
- JUDD, J.; RUDEBUSH, G. D. Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997. Federal Reserve Bank of San Francisco. *Economic Review*, n. 3, p. 3-16, 1998.
- MARQUES, R. C. *Modelos Dinâmicos Raízes Unitárias e Cointegração*. Lisboa: Edinova, Edições da Universidade Nova de Lisboa, 1998.
- McCALLUM, B. T. Recent Developments in Monetary Policy Analysis: the roles of theory and evidence. NBER Working Paper, Cambridge: *National Bureau of Economic Research*, n. 7088, abr., 1999.
- McCALLUM, B. T. Monetary Policy Analysis in Models without Money. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, jul./ago., 2001.
- McCALLUM, B. T. What Have We Learned since October 1979? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, mar./abr., parte 2, 2005.
- MEYER, L. H. Does Money Matter? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, p. 1-15, set./out., 2001.
- MINELLA, A.; FREITAS, P, S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. Inflation Targeting in Brazil: lessons and challenges. *Working Paper*, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 53, nov., 2002.
- MINELLA, A.; FREITAS, P, S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. *Working Paper*, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 77, jul., 2003.
- MUINHOS, M.; ALVES, S. Modelo Macroeconômico de Médio Porte para a Economia Brasileira. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002.
- PIZA, E.C.; DIAS, J. Novo Consenso Macroeconômico, Risco Moral e Política de Metas no Brasil: uma avaliação empírica. *Anais do XXXIV Encontro Nacional da ANPEC*, Salvador (BA), dez., 2006.
- ROGOFF, K. The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target. *Quarterly Journal of Economics*, n. 100, p. 1169-90, 1985.
- TAYLOR, J. Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy*, n. 39, p.195-214, 1993.