

**NOVO CONSENSO MACROECONÔMICO E REGRAS DE CONDUTA: O PAPEL
DA ROTATIVIDADE DOS DIRETORES DO COMITÊ DE POLÍTICA
MONETÁRIA.**

Anderson Mutter Teixeira

Mestre em Teoria Econômica pelo PCE-UEM

Doutorando em Economia pela UnB

Maria Helena Ambrosio Dias

PhD pela University of South Carolina

Pós-Doutorado pela University of South Carolina

Professora Titular do Departamento de Economia da UEM e do PCE-UEM

Joilson Dias

PhD pela University of South Carolina

Pós-Doutorado pela University of South Carolina

Professor Titular do Departamento de Economia da UEM e do PCE-UEM

Resumo: O objetivo principal deste trabalho é estimar uma equação para captar o efeito da rotatividade dos diretores do Comitê de Política Monetária, (COPOM) na determinação da taxa de juros, com dados mensais para o período 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 regressão pelo método dos Vetores Auto-Regressivos (VAR). O resultado sugere que a variável *dummy* utilizada para captar o efeito da variável rotatividade dos diretores apresentou uma baixa significância.

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

Abstract: *The main purpose of this paper is to estimate an equation to catch the effect of variable dummy rotation on determination of interest rate with monthly data from January of 2001 to July of 2008. In order to accomplish this objective, the study will provide an analysis of impulse response function, variance decomposition, Granger causality tests from vector auto-regression (VAR) estimations. The results suggest that the variable dummy applied to catch the effect of rotation presented a low significance.*

Key-words: Monetary Policy, New Consensus Macroeconomics, Interest Rate, Central Bank.

JEL: E52, E58

1 Introdução

Em 1º de Julho de 1999, o Brasil passou oficialmente a adotar um novo regime de política monetária, a saber, metas de inflação. Doravante a isso, tal mudança de âncora nominal determinou impactos significativos tanto no lado real da economia quanto na forma como as decisões de política monetária passaram a ser tomadas. Priorizou-se como objetivo da política monetária a estabilidade de preços como forma de evitar o viés inflacionário.

É nesse contexto que, para conseguir ancorar as expectativas de inflação, os *policymakers* se comprometem a controlar a inflação e manter a mesma dentro de um intervalo de tolerância 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, vis à vis que há uma ênfase na estabilidade de preços via uma política monetária crível, uma vez que, todas as ações do Banco Central são sempre do tipo “olhando para frente” (*forward - looking*). O Banco responde de maneira rápida aos repiques inflacionários que possam por em risco o alcance da meta de inflação, pois 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 está enquadrado em uma moldura teórica denominada Novo Consenso Macroeconômico. Os textos desenvolvidos pelos *policymakers* do Banco Central do Brasil apresentam um modelo estrutural inspirado nas contribuições de Goodfriend e King (1997, 2000), McCallum (1999, 2001, 2005), Clarida *et alli* (1999), Mayer (2001), Goodfriend (2004, 2005) denominados de “*dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) models*”.

Na esteira desses trabalhos cabe destacar o papel relevante das expectativas dos agentes econômicos, os quais são altamente sensíveis às ações de políticas econômicas, bem como o fato que os *policymakers* devem seguir uma regra de política do tipo proposta por Taylor. Sendo assim, observa-se que a manutenção ótima do regime de metas de inflação na moldura teórica do Novo Consenso Macroeconômico passa por inúmeras transformações, cujo objetivo é melhorar a coordenação e a formação de expectativas de inflação por parte dos agentes econômicos.

No intuito de corroborar com o entendimento do regime de metas de inflação, o presente trabalho tem como objetivo investigar o papel da rotatividade dos diretores do Comitê de Política Monetária (COPOM) na calibração do instrumento de combate a inflação, a saber, taxa de juros Selic. Uma vez que a institucionalização do regime é frágil e bastante informal porque a credibilidade do mesmo está muito mais relacionada às pessoas que estão no comando da política monetária, os membros do Comitê de Política Monetária (COPOM), e não na própria instituição, supõe-se que 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 desta introdução o trabalho está dividido em seis seções. A segunda seção apresenta o marco teórico, a terceira seção algumas evidências empíricas sobre estimação de função de reação, a quarta e a quinta apresentam, respectivamente, a metodologia empírica e os resultados econométricos. Por fim, a sexta seção apresenta as considerações finais.

2 Marco Teórico

Com o objetivo de expressar quantitativamente a moldura teórica que vem sendo utilizada por inúmeros bancos centrais, o novo consenso macroeconômico pode ser

formalmente expresso de várias 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 economias abertas, como em Arestis (2007) e Angeriz e Arestis (2007). Entretanto, como destacado por Meyer (2001), em síntese esse novo consenso pode ser representado a partir de um modelo dinâmico com três equações. Assim, no que se segue apresenta-se um trabalho que utiliza essa formalização destacando que, muito embora a especificação das mesmas possa diferir no número de variáveis ou no número de defasagens utilizadas, a essência (dessas equações) permanece a mesma ao longo dos trabalhos.

Essas equações são identificadas como: i) Equação demanda Agregada, ii) Curva de Phillips e iii) Uma regra de política monetária. Em relação à primeira equação, a representação segue a estrutura da antiga curva IS - com a diferença agora que ela deriva de uma estrutura de otimização intertemporal - a qual 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).

O modelo desenvolvido por Clarida, Galí e Gertler (1999) é um dos que fundamentam este novo arranjo monetário. Este modelo se enquadra nas proposições de que 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 muito similar ao propagado no modelo IS-LM. Diante disso o modelo está baseado em uma estrutura de equilíbrio geral dinâmico com moeda e com uma temporária rigidez nominal dos preços somado ao comportamento dinâmico dos agentes, que ocorre *via* processo de otimização das decisões das firmas e dos consumidores.

Formalmente, definindo π_t como sendo a inflação ocorrida no período t , e i_t 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 IS¹ - e a outra do lado da oferta - Curva de Phillips -.

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

Em que: π_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:

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

¹ 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 a equação de Euler do consumo em termos lineares em log como: $Y_t - e_t = -\varphi(i_t - E_t\pi_{t+1}) + E_t(y_{t+1} - e_{t+1})$ em que $e_t = -\log(1 - G_t/Y_t)$ é obtida de forma exógena. Deste modo, 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).

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

Cabem aqui algumas considerações sobre essa nova curva IS, uma vez que existe uma dependência no comportamento da demanda agregada com relação às variações nas expectativas esperadas em termos de produto e da 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 com relação a esta equação, observa-se que o coeficiente do hiato do produto λ 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 baseada 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, uma vez, que agora fica explícita na equação 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 responde a inflação esperada ao contrário de se concentrar em estimativas de inflação passada. Deste modo, essa regra de Taylor é consistente com as equações apresentadas anteriormente.

3 Evidências Empíricas da Estimação de Funções Reação

Taylor (1993) apresentou uma equação 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 produto potencial. Essa relação linear pode ser expressa como:

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

Em que:

i_t = taxa de juros dos Federal Funds Americanos; r^* = taxa de juros de equilíbrio; π = taxa de inflação (medida pelo deflator do PIB); π^* = meta de inflação; y = 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 em vigor no período de 1987 a 1992. Cabe duas observações, o trabalho citado aponta como uma meta ou inflação de equilíbrio uma taxa de 2% e o Fed responde aos desvios da inflação em relação à inflação de equilíbrio e do produto, a luz do procedimento *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, baseado na proposição *forward-looking*. Para suprir essa deficiência, inúmeros trabalhos modificaram ligeiramente a função de reação de Taylor.

Entre os trabalhos pioneiros podemos citar Judd e Rudebusch (1998) que estimaram uma função de reação do FED para o período correspondente a três diferentes presidentes, 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 foi baseada na 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 são 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 taxa 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, os autores realizaram alguns comentários sobre os resultados. Apesar da boa aderência da Regra de Taylor, principalmente no período Greenspan, inúmeros bancos centrais, entre eles o FED, não reage de maneira instantânea seu instrumental a taxa de juros. Deste 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 a serem estimadas tem periodicidade trimestral. Feito isso, os resultados obtidos pelos autores são os que seguem:

Para o período Greenspan, observou-se que o coeficiente do hiato do produto defasado não é significativo. Já o coeficiente para medir o ajuste da taxa de juros efetiva à meta de juros do FED é significativo. O valor verificado foi de 0,42, contribuindo para os autores afirmarem que há uma suavização ou a conduta é realizada de forma gradual. Sobre o coeficiente do desvio da inflação é em torno de 0,54, bem próximo ao valor postulado pela regra de Taylor e, por fim, 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 é avaliar a conduta dos *policymakers* antes e depois da era Volcker, em 1979. Desse modo, a função de reação básica postulada dos autores, 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:

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

Em que:

r_t^* = denota taxa de juros nominal 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 e Ω_t conjunto informacional e r^* taxa de juros desejada quando a inflação e o produto não sofrem desvio ou taxa de juros de equilíbrio.

Os autores também sumarizam que o comportamento da taxa de juros é medido pelo sinal e magnitude de dois coeficientes (β) e (γ). Ainda Clarida Galí e Gertler (2000, p.153) apontam algumas limitações da especificação da função de reação do tipo (8): i) A especificação supracitada 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 sistemática mudança na conduta da política monetária do FED em resposta as condições econômicas; e por fim, iii) Assume que o FED tem controle total sobre a taxa de juros, em manter em torno de um nível desejado.

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

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

Para estimar os parâmetros ($\alpha, \beta, \gamma, \rho$), os autores usaram o método dos momentos generalizados, subdividindo o experimento em dois blocos: o primeiro entre os anos de (1960:1 – 1979:2) incluindo o mandato dos seguintes Chairman do FED, William M. Martin, Arthur Burns e G. William Miller.

O segundo Bloco está concentrado entre os anos (1979:3 – 1996:4), correspondendo aos seguintes Chairman 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 expectativa da taxa de inflação e do 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 pré Volcker, em torno de (0,83) e maior que a unidade para o período Volcker – Greenspan (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 por fim, iv) o coeficiente (ρ) responsável para captar o efeito da suavização da conduta do instrumental juros confirma que FED vem realizando uma conduta de suavização do instrumento juros em ambos os períodos.

Assim, as principais conclusões em termos gerais obtidas pelos autores são 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 década o FED vinha agindo de maneira enérgica, no intuito de combater a inflação e seus repiques.

Em relação ao Brasil, há inúmeros trabalhos que procuram realizar 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 inflação².

Minella, Freitas, Goldfajn e Muinhos (2002) estimaram funções de reação no intuito de investigar o efeito calendário via a incorporação de 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 importância em relação aos mesmos desvios, porém agora em relação ao ano seguinte. O procedimento de cálculo do desvio da expectativa de inflação da sua meta presente e futura é obtida via a formulação abaixo:

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

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

Em que:

D_t 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 acima foi estimada para o período de julho de 1999 a junho de 2002.

Em relação aos resultados, obtidos pode ser sumarizados da seguinte forma: i) O Bacen 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 bacen; 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 de estudo do trabalho, o Bacen apresentou uma postura *forward-looking*, ou seja, respondendo de forma rápida aos desvios das expectativas de inflação em relação à meta estabelecida.

Já 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 a *la Taylor*, que pode ser dividida em duas, uma regra de Taylor tradicional e uma regra denominada de regra ótima. Os resultados obtidos são resumidos em: 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; 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 do trabalho acima, Almeida, Peres, Souza e Tabak (2003), via técnicas de programação dinâmica, derivam uma regra ótima para a conduta da política monetária, com o uso de 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 bacen, 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

² 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 nº 18/2002. USP.

considera o câmbio, os autores sugerem que os custos para debelar a inflação são menores em comparação com uma economia fechada.

Holland (2005) tem como objetivo verificar 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 função a seguir:

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

Os dados são mensais e correspondem ao período de 1999:07 a 2005:01 e a metodologia utilizada foi o método dos momentos generalizados (GMM). Os resultados obtidos foram que o Bacen tem uma postura agressiva em relação à inflação. Sobre o hiato do produto, o autor sumariza que 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.

E por fim, Furlani, Portugal e Laurini (2008), usando os modelos (DSGE) “*dynamic stochastic general equilibrium models*” baseado na versão de Galí e Monacelli (2005) estimam uma função de reação para o Banco Central do Brasil utilizando a metodologia do método bayesiano para investigar se BCB altera a conduta da política monetária devido a mudanças na taxa de câmbio. Os resultados apontam uma convergência aos apontados pela literatura ou seja, coerente com o regime de metas de inflação, bem como o BCB reagindo de fortemente a variável hiato do produto. Sobre a reação do BCB a variável taxa de câmbio, usando fatores bayesianos os autores sugerem que a não há mudanças na conduta da política monetária devido a mudanças na taxa de câmbio.

4 Metodologia Empírica

A análise empírica, proposta cujo objetivo seja buscar as inter-relações entre as variáveis macroeconômicas pode ser realizado via a econometria de series temporais. Esse procedimento econométrico é padrão nos trabalhos empíricos, cuja primeira suposição a ser destacada é se as séries envolvidas sejam estacionárias, apresentando características como suas médias, variâncias e covariâncias independentes do período de tempo em que sejam medidas. Porém, em um primeiro exame do comportamento das séries temporais presentes em modelos macroeconômicos é comum as séries apresentarem uma tendência temporal estocástica, analogamente as mesmas apresentam uma tendência ascendente ou descendente ao longo do tempo, ou seja, as séries são em nível não estacionárias.

A não estacionariedade de algumas séries temporais também denominada na literatura como séries que apresentam uma raiz unitária, tem como característica a presença de uma forte autocorrelação residual, o qual irá provocar um viés no desvio-padrão dos parâmetros estimados na regressão ocasionando uma pressão nas estatísticas R^2 , F e t, consequentemente invalidando as inferências estimadas ocasionando 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 Phillip-Perron (PP).

Cabe mencionar uma fragilidade destacada por Enders (1995, p. 226) “ *the fact that the Dickey-Fuller test considers only a single unit root*” somado ao fato de sempre considerar os resíduos como sendo ruído branco. Deste modo, quando o termo estocástico é autocorrelacionado, torna-se padrão utilizar o teste ADF (*Augmented – Dickey-Fuller*), pois o mesmo como sugere Enders (1995) inclui nas especificações do DF (*Dickey-Fuller*) mais termos defasados, nas 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:

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

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

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

Sobre as equações (12), (13) e (14) p representa número de defasagens necessárias para tornar o termo de erro serialmente independente. Cabe destacar que 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 é para a hipótese nula é de presença de raiz unitária ou não estacionariedade e a hipótese alternativa é de 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 o mesmo 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 padrão dos testes DF e ADF, porém no teste PP usa-se a estatística do Teste Z (Enders, 1995).

4.1.2 Modelo de Vetores Autoregressivos (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 íterim, é de se esperar que seja possível melhorar a qualidade das previsões de uma determinada série temporal, não apenas dos respectivos valores passados, mas também dos valores passados das outras series apontadas, 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 autoregressivos que envolve a interdependência entre um conjunto de variáveis ou series relevantes para descrever o comportamento de um determinado sistema.

Diante dessa característica dos modelos vetoriais autoregressivos (VAR), o vetor é formado por um conjunto de variáveis que são dependentes de seus valores defasados e dos valores defasados das demais variáveis. Diante dessa característica, todas as variáveis são consideradas como fatores explicativo das demais, logo se argumenta que todas as variáveis

são consideradas endógenas. No intuito de clarificar as características relevantes do modelo de vetores autoregressivos (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. Assim Enders, (1995), postula que as equações a seguir como o VAR em sua forma padrão. Outra informação relevante é o fato de que os termos de erro (exemplo ε_1 e ε_2) são a composição dos dois choques, logo ε_1 e ε_2 ambos são ruído branco, e, portanto ambos exibirão média zero, variância constante e ausência de correlação serial.

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

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

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

Assim, estima-se um modelo com várias ordens de defasagens escolhendo entre eles aquele que apresente os menores valores para as estatísticas AIC e SC. Feito esses procedimentos, outra ferramenta poderosa dos modelos de Vetores autoregressivos (VAR) é a função impulso resposta. A função impulso resposta tem por intuito investigar o desempenho isolado das variáveis diante de algum choque nas inovações ou resíduos do modelo. Desse modo, essa ferramenta econométrica permite averiguar o grau de “sensibilidade” das variáveis diante de um choque, porém permanecendo constante 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 Autoregressivos (VAR) 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 uma outra variável do modelo VAR.

4.1.3 Teste de Causalidade de Granger

Por vezes, pode-se pretender testar se uma determinada variável ou grupo de variáveis desempenha algum papel na determinação de outras variáveis do sistema. Todavia, a econometria tradicional lida com a análise de regressão com a 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)³ citado por (Carneiro, 1997) os autores afirmam que a identificação de uma relação estatística entre duas ou mais variáveis, por mais forte que seja não pode estabelecer uma relação causal.

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

Desse modo, em termos econométricos torna-se muitas vezes necessário definir um conceito de causalidade, ao qual irá permitir identificar o tipo de relação entre duas ou mais variáveis. Assim, uma definição de causalidade que seja operacional e testável é a denominada na literatura como Causalidade de Granger. Tal causalidade é testada no contexto dos modelos VAR. Na visão de Marques (1998, p.162), Causalidade de Granger pode ser definido 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, onde existem duas variáveis do tipo X e Y as mesmas podem ter um efeito mútuo entre si dependendo da estrutura de defasagens entre elas. Portanto, um pesquisador na prática está interessado em saber se X precede Y ou Y precede X, ou se X e Y ocorrem simultaneamente⁴.

No intuito de clarificar 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. Deste modo, uma série de tempo estacionária X causa no sentido de Granger uma outra série estacionária Y se melhores previsões estatisticamente significativas de Y podem ser obtidas ao incluirmos valores defasados de X aos valores defasados de Y.

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

4.1.4 Definição das Variáveis Macroeconômicas

Nesse tópico serão definidas as variáveis a serem utilizadas na análise empírica. A estimação d função de reação para compreender a dinâmica de determinação da taxa de juros Selic será no período 2001 até Julho de 2008. Optou-se por esse período por dois motivos, a saber: i) Desconsidera-se os dois primeiros anos do regime de metas de inflação, no intuito de analisar somente o intervalo onde 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 Banco central somente a partir de 2001, uma vez que a análise do papel das expectativas é um dos escopos central do trabalho.

Taxa de Inflação (IPCA) – Representa a variação no nível de preços, utilizou-se a taxa de inflação acumulada em 12 meses (IBGE) a mesma é 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 a mesma é coletada pelo Banco Central do Brasil e está disponibilizada nos relatórios Focus a partir de 2001.

Taxa de Juros nominal (LSELIC) – A taxa de juros nominal de juros utilizada é a taxa de juros referencial Selic decidida pelo Copom.

Ldesvio – Variável obtida pela diferença entre as expectativas de inflação de mercado em relação a meta de inflação de um determinado período t.

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

⁴ 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.

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 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 expresso abaixo:

$\log(\text{PIBR}) - \log(\text{Produto Potencial})$ 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, como aplicação da teoria do Novo Consenso Macroeconômico, inclui o hiato do produto na função de reação do Banco Central, 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 para 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 Gordon⁵ (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:

$$q^n = \left[\frac{Q^n_{2004:3}}{Q^n_{2004:9}} \right]^{1/6} - 1.0,$$

Em que 06 é o número de meses entre os dois meses considerados como picos.

5 Apuração e Análise dos Resultados Econométricos

⁵ GORDON, R. J. (1990). *Macroeconomics*, Fifth Edition, Little, Brocon, and Company, Boston, MA.

A tabela abaixo resume os resultados obtidos com os testes de Dickey-Fuller Aumentado e Phillips Perron (PP). Em seguida, parte-se para a estimação do segundo VAR para testar o comportamento da função de reação do banco central do Brasil.

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)
LDSEVIO	I(1)	I(1)

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

A partir de então se trabalhou com a primeira diferença nas seguintes variáveis e as mesmas foram renomeadas para DLSELIC, DGAPPIB E DLDESVIO e as demais variáveis foram consideradas estacionárias, apresentando mesma ordem de integração, ou seja, I(0).

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 lá Taylor (1993) a especificação a ser testada na presente seção pode ser expressa da seguinte forma:

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

Onde:

i_t = Variação da taxa básica Selic mensal;

DLDESVIO – é a primeira diferença da variável que representa a diferença entre as expectativas de inflação de mercado em relação à meta de inflação de um determinado período t; DGAPPIB é o hiato do produto e EXPGAP é a expectativa do hiato do produto e a variável 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.

Primeiramente, se realizou o Teste de Exclusão de Defasagens, Tabela (2), que utiliza a estatística de Wald. Esse teste para exclusão de defasagem determinou a exclusão das defasagens 5 e 6.

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. Resultado do Eviews.

Posteriormente, efetuou-se o teste de Causalidade de Granger, cujo principal papel é identificar a precedência temporal entre as variáveis da função de reação a ser estimada, variação da taxa de juros Selic (DLSELIC), desvio entre as expectativas de inflação de mercado em relação a 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 Comitê de Política Monetária (COPOM). Os resultados são mostrados na Tabela (3). Apresentam-se aqui os testes realizados com uma defasagem.

TABELA 3 - Testes de Causalidade de Granger

HIPÓTESE NULA	PROBABILIDADE
DLDESVIO does not Granger Cause DLSELIC	0.0685
DLSELIC does not Granger Cause DLDESVIO	0.5971
DGAPPIB does not Granger Cause DLSELIC	0.1335
DLSELIC does not Granger Cause DGAPPIB	4.E-06
EXPGAP does not Granger Cause DLSELIC	0.1217
DLSELIC does not Granger Cause EXPGAP	0.0573
ROTADIR does not Granger Cause DLSELIC	0.2102
DLSELIC does not Granger Cause ROTADIR	0.8735
DGAPPIB does not Granger Cause DLDESVIO	0.1090
DLDESVIO does not Granger Cause DGAPPIB	0.5083
EXPGAP does not Granger Cause DLDESVIO	0.0424
DLDESVIO does not Granger Cause EXPGAP	0.8478
ROTADIR does not Granger Cause DLDESVIO	0.6186
DLDESVIO does not Granger Cause ROTADIR	0.4140
EXPGAP does not Granger Cause DGAPPIB	0.7778
DGAPPIB does not Granger Cause EXPGAP	0.3170
ROTADIR does not Granger Cause DGAPPIB	0.4224
DGAPPIB does not Granger Cause ROTADIR	0.7889
ROTADIR does not Granger Cause EXPGAP	0.5814
EXPGAP does not Granger Cause ROTADIR	0.3439

FONTE: Dados da pesquisa. Resultados do Eviews.

NOTA: Teste realizado com 1 defasagens.

À luz dos resultados tabelados acima, é possível indicar 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 variação da taxa de juros, todavia, a DLDESVIO não é Granger causada pela variação da taxa de juros Selic. Em relação às variáveis variação do hiato do produto (DGAPPIB) e a variação da taxa de juros Selic (DLSELIC) há uma relação de precedência entre a variação da taxa de juros Selic e a variação do hiato do produto, concomitantemente entre a variação do hiato do produto e a variação da taxa de juros Selic, logo havendo uma simultaneidade entre as variáveis mencionadas.

Quanto à relação de causalidade entre a variação da taxa de juros (DLSELIC) e a expectativa do hiato do produto (EXPGAP) há uma relação de precedência entre a variação da taxa de juros e a expectativa do hiato do produto, da mesma forma entre a expectativa do

hiato do produto e a variação da taxa de juros Selic. 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.

A rigor, a variação da taxa de juros Selic causa a variação do hiato do produto e a expectativa do hiato do produto e 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, na tabela (4) encontram-se as estimativas do VAR da equação (17).

TABELA 4 - Estimativa do Modelo Var: Forma Reduzida

	DLSELIC	DLDESVIO	DGAPPIB	EXPGAP	ROTADIR
DLSELIC(-1)	-0.618978 (0.12849) [-4.81724]	-0.257753 (0.21880) [-1.17805]	-0.226398 (0.03886) [-5.82535]	0.231928 (0.67921) [0.34147]	0.515693 (0.61336) [0.84076]
DLSELIC(-2)	-0.215375 (0.14605) [-1.47463]	0.135538 (0.24870) [0.54499]	-0.046322 (0.04418) [-1.04857]	-0.552052 (0.77204) [-0.71506]	-0.900217 (0.69720) [-1.29120]
DLSELIC(-3)	0.348143 (0.14513) [2.39879]	-0.087941 (0.24713) [-0.35585]	0.094346 (0.04390) [2.14923]	-0.400927 (0.76717) [-0.52261]	0.599866 (0.69280) [0.86586]
DLSELIC(-4)	0.334672 (0.13011) [2.57216]	-0.222534 (0.22156) [-1.00441]	0.094145 (0.03935) [2.39223]	-1.764631 (0.68778) [-2.56570]	-0.814736 (0.62110) [-1.31176]
DLDESVIO(-1)	0.089712 (0.07247) [1.23799]	-0.073497 (0.12340) [-0.59562]	-0.034874 (0.02192) [-1.59107]	0.116569 (0.38306) [0.30431]	-0.478942 (0.34592) [-1.38453]
DLDESVIO(-2)	0.141109 (0.07574) [1.86296]	-0.122453 (0.12898) [-0.94942]	-0.007693 (0.02291) [-0.33580]	0.264654 (0.40038) [0.66100]	-0.267695 (0.36157) [-0.74037]
DLDESVIO(-3)	0.123108 (0.07781) [1.58220]	-0.121444 (0.13249) [-0.91661]	0.019118 (0.02353) [0.81233]	0.316318 (0.41129) [0.76908]	0.187239 (0.37142) [0.50411]
DLDESVIO(-4)	0.022277 (0.07594) [0.29333]	-0.110917 (0.12932) [-0.85770]	-0.024864 (0.02297) [-1.08242]	0.188409 (0.40144) [0.46933]	-0.270102 (0.36253) [-0.74505]
DGAPPIB(-1)	-0.881697 (0.40408) [-2.18200]	1.414765 (0.68806) [2.05615]	0.098753 (0.12222) [0.80800]	-2.620205 (2.13595) [-1.22672]	0.477567 (1.92889) [0.24759]
DGAPPIB(-2)	0.553020 (0.39733) [1.39184]	-0.638802 (0.67657) [-0.94417]	-0.164461 (0.12018) [-1.36848]	-1.895635 (2.10028) [-0.90256]	4.528962 (1.89668) [2.38784]
DGAPPIB(-3)	-0.200037 (0.42603) [-0.46954]	-0.170360 (0.72545) [-0.23484]	-0.174785 (0.12886) [-1.35640]	-4.247302 (2.25200) [-1.88602]	-4.384489 (2.03369) [-2.15593]
DGAPPIB(-4)	-1.183717 (0.40394) [-2.93046]	0.856612 (0.68782) [1.24540]	-0.423017 (0.12218) [-3.46236]	2.757055 (2.13520) [1.29124]	0.864801 (1.92821) [0.44850]
EXPGAP(-1)	0.013953 (0.01859)	0.057037 (0.03165)	0.005432 (0.00562)	0.749054 (0.09826)	-0.031391 (0.08873)

	[0.75066]	[1.80205]	[0.96617]	[7.62357]	[-0.35378]
EXPGAP(-2)	-0.000477 (0.02416)	-0.005564 (0.04114)	0.009789 (0.00731)	0.044886 (0.12772)	-0.033545 (0.11534)
	[-0.01974]	[-0.13524]	[1.33941]	[0.35143]	[-0.29083]
EXPGAP(-3)	-0.000799 (0.02427)	-0.002936 (0.04133)	-0.024093 (0.00734)	0.321339 (0.12829)	-0.205113 (0.11586)
	[-0.03291]	[-0.07104]	[-3.28207]	[2.50474]	[-1.77042]
EXPGAP(-4)	-0.004704 (0.01936)	0.002329 (0.03297)	0.008276 (0.00586)	-0.402300 (0.10236)	0.273703 (0.09243)
	[-0.24293]	[0.07062]	[1.41307]	[-3.93044]	[2.96111]
ROTADIR(-1)	-0.019468 (0.02468)	-0.019201 (0.04203)	0.003580 (0.00747)	0.282029 (0.13048)	0.068567 (0.11783)
	[-0.78870]	[-0.45683]	[0.47951]	[2.16149]	[0.58191]
ROTADIR(-2)	0.042079 (0.02345)	-0.041292 (0.03993)	0.006668 (0.00709)	0.090519 (0.12396)	-0.007066 (0.11194)
	[1.79436]	[-1.03408]	[0.94006]	[0.73023]	[-0.06312]
ROTADIR(-3)	-0.007401 (0.02308)	-0.010004 (0.03929)	0.002546 (0.00698)	0.017613 (0.12198)	-0.203946 (0.11016)
	[-0.32072]	[-0.25459]	[0.36472]	[0.14439]	[-1.85140]
ROTADIR(-4)	-0.030977 (0.02362)	-0.017530 (0.04022)	0.006600 (0.00714)	0.336255 (0.12485)	0.057842 (0.11274)
	[-1.31155]	[-0.43587]	[0.92391]	[2.69332]	[0.51304]
C	0.005572 (0.02095)	0.076379 (0.03567)	-0.007823 (0.00634)	-0.485331 (0.11073)	0.227690 (0.10000)
	[0.26598]	[2.14120]	[-1.23474]	[-4.38289]	[2.27694]
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 do Eviews.

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

Nesse modelo VAR foram testadas duas variáveis *dummies*, cujo objetivo era captar dois efeitos, as Eleições Presidenciais em 2002, e a Crise da Energia. No entanto, ambas foram insignificantes, todavia as mesmas foram excluídas da estrutura estimada, uma vez que, sua permanência afetava a estabilidade do modelo VAR.

Nesse íterim, o modelo VAR estimado inclui as variáveis, taxa de juros Selic (DLSELIC) como dependente e como variáveis independentes Desvio da expectativa de inflação em relação à meta pré-anunciada (DLDESVIO), hiato do produto (DGAPPIB), 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 significativa para explicar as variações na taxa de juros Selic. Já em relação à variável (DLDESVIO) a estimativa da segunda defasagem é significativa para explicar as variações na taxa de juros Selic. Sobre o impacto da variável variação do hiato do produto (DGAPPIB) as estimativas da primeira e quarta defasagem são estatisticamente significativas concomitantemente a segunda defasagem da variável (ROTADIR) para explicar as variações da taxa de juros Selic. 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 à 5.50 e um R^2 indicando que cerca de 63% da variação da taxa de juros Selic é devida aos seus próprios valores defasados e aos valores defasados das demais variáveis.

Em seguida, para confirmar a confiabilidade do modelo estimado, apresentam-se os testes de normalidade dos resíduos e estabilidade do modelo VAR. O teste de normalidade dos resíduos foi efetuado através do teste qui-quadrado (χ^2) de Jarque-Bera. Como demonstrado pela Tabela (5).

TABELA 5 - TESTE χ^2 (2) DE JARQUE-BERA

Componente	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 estacionário, já que todas as raízes têm módulo menor que a unidade, encontrando-se dentro do círculo unitário, como mostra a Figura (1).

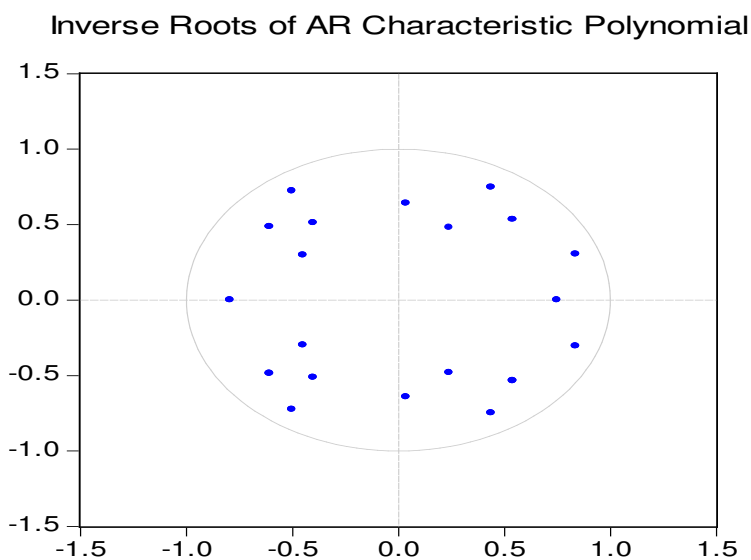


FIGURA 1 - Teste de Estabilidade do Var

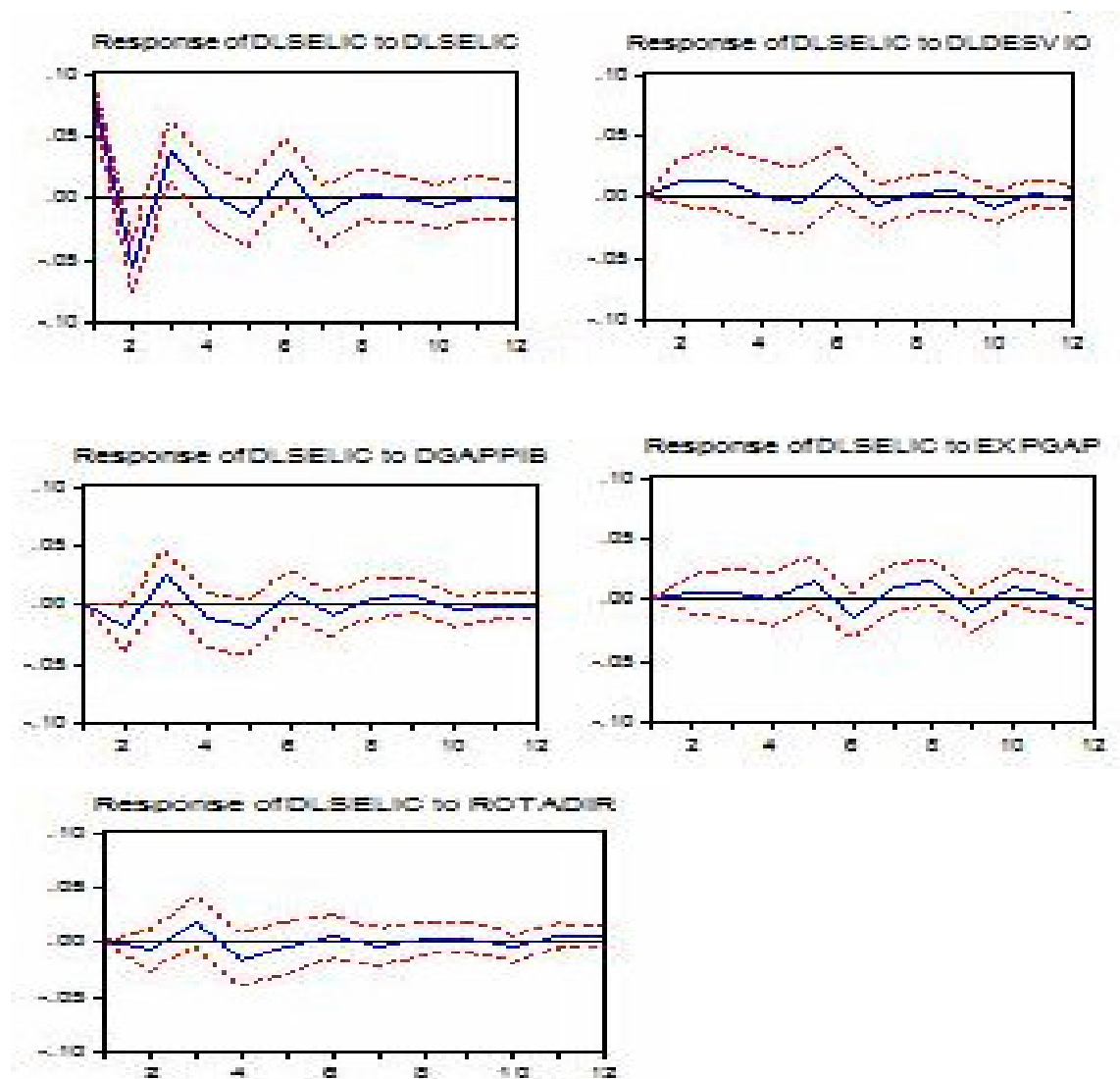
Após a estimação do modelo e a realização dos testes complementares, parte-se para a utilização do modelo VAR através de análises adicionais, tais como análise impulso resposta e decomposição da variância.

5.3 Análise da função de impulso resposta e Decomposição da Variância

FIGURA 2. Resposta da Taxa De Juros Selic a Choques nas Variáveis Independentes

A análise do instrumental Impulso-Resposta como já foi sumarizado tem como objetivo visualizar a resposta de uma determinada variável a um choque. Os gráficos abaixo

apresentam o comportamento da variação da taxa de juros Selic diante de impulsos nas demais variáveis entre 1 e 12 meses.



Sobre a resposta da variação da taxa de juros para inovações na própria taxa de juros, está apresenta oscilações entre efeitos negativos e positivos até o oitavo mês e posteriormente se estabiliza. Em relação à resposta da variação da taxa de juros a variável (DLDESvio), há impacto positivo no segundo mês, permanecendo estável até o quarto mês e posteriormente sofre outro impacto positivo no sexto mês, se estabilizando novamente. 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 expectationais.

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

Em relação à resposta da variação da taxa de juros à expectativa do hiato do produto, é pouco significativo e por fim, a resposta da variação da taxa de juros à rotatividade dos diretores do (COPOM), a resposta é pouco significativo, o que leva afirmar que a taxa de

juros Selic responde de maneira pouco significativo, à troca de pelo menos um diretor do Comitê de Política Monetária, uma vez que, no período estipulado para análise somente em três ocasiões houve a troca de mais de um Diretor, em 2002, quais sejam, dois diretores e em 2007, três diretores intercalados entre os meses de Março, Abril e Maio e 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 resposta, a decomposição da variância dos erros de previsão permite quantificar o peso de cada uma das variáveis independentes na determinação da variância do erro de previsão da taxa de juros (DLSELIC) para um determinado período de tempo conforme a tabela (20).

TABELA 6 - Decomposição da Variância do Erro de Previsão para a Taxa da 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. Resultado do Eviews.

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. Deste 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 a variável (DLDESVIO) a decomposição da variância afirma a baixa significância dessa variável na determinação da variação da taxa de juros Selic como pode ser confirmado pelo seu valor máximo em torno de 5,3%. A explicação pode ser o fato que no período de 2001 a 2003, a economia brasileira passou por graves constrangimentos, tanto externos como interno, 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 a

atividade econômica, elemento que reforça a flexibilidade do regime de metas de inflação, 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.

Sobre a variável variação 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 estimação da função de reação por parte dos *policymakers*. Ou seja, a variável variação do hiato do produto 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 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, ou seja, 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.

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 (21).

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 que a probabilidade de serem exógenas é inferior a 1%. Acresce a isso, quando consideradas individualmente, a variável EXPGAP pode ser considerada exógena.

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

6. Considerações Finais

Objetivo do trabalho foi testar a relevância da rotatividade dos Diretores do Comitê de Política Monetária (COPOM), na calibração do principal instrumento de conduta da política monetária. Os resultados apresentados postulam uma baixa significância da variável *dummy* Rotadir, o que significa que a troca de pelo menos um diretor com direito a voto não interfere de maneira significativa na calibração do instrumento. Ou seja, tal fato leva a conclusão que a rotatividade não ocasiona em incertezas quanto ao rumo da política monetária. Assim, proposições sugeridas por Rogoff (1985) como contratos para os banqueiros do Banco Central e independência da mesma instituição apesar de não serem institucionalizada no Brasil observa-se que há uma baixa rotatividade dos diretores do Comitê de Política Monetária. Também observa-se uma preocupação dos *policymakers* com o produto, fato consolidado, via a incorporação das metas de inflação flexível, diante de inúmeros choques tanto externo como interno.

Referências

- ALMEIDA, C.L.; PERES, M.A.; SOUZA, G.S.; TABAK, B.M. Optimal monetary rules: The case of Brazil. **Working Papers Series**, Brasília: Banco Central do Brasil, n. 63, February, 2003.
- ARESTIS, P. What is the New Consensus in Macroeconomics (2007) In: Philip Arestis. **Is There a New Consensus in Macroeconomics?** New York, N.Y. USA, Palgrave Macmillan, 2007.
- ANGERIZ, A.; ARESTIS, P. Monetary policy in the UK. **Cambridge Journal of Economics**, p.1-22, August, 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.; GALI, J.; GERTLER, M. The Science of Monetary Policy: a new keynesian perspective. **NBER Working Paper**, Cambridge: National Bureau of Economic Research, n. 7147, May 1999.
- CLARIDA, R.; GALI, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules and macroeconomic stability: Evidence and some theory. **The Quarterly Journal of Economics**, February, 2000.
- 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. 1/2009. PPGE_UFRGS.
- GOODFRIEND, M. Monetary Policy in the New Neoclassical Synthesis: a Primer. **Economic Quarterly**, Federal Reserve Bank of Richmond, v. 90/3, summer 2004.
- GOODFRIEND, M. The Monetary Policy Debate Since October 1979: Lessons for Theory and Practice. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, mar./abril, 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**, June, 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. **University of California, Berkeley**, 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**. Edinova, Edições da Universidade Nova de Lisboa, 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, abril 1999.
- McCALLUM, B. T. Monetary Policy Analysis in Models Without Money. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**. July/August 2001.
- McCALLUM, B. T. What Have Learned Since October 1979? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**. March/April, part 2. 2005.
- MEYER, L. H. Does money matter? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, p. 01-15, 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. Banco Central do Brasil, 2002
- TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference on Public Policy**, n. 39, p.195-214, 1993

APÊNDICE

VAR Lag Exclusion Wald Tests

Date: 12/18/08 Time: 11:52

Sample: 2001M01 2008M07

Included observations: 84

	DLSELIC	DLDESVIO	DGAPPIB	EXPGAP	ROTADIR	Joint
Lag 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]
Lag 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]
Lag 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]
Lag 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]
Lag 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]
Lag 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]
Df	5	5	5	5	5	25

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 12/18/08 Time: 12:04

Sample: 2001M01 2008M07

Lags: 1

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DLDESVIO does not Granger Cause DLSELIC	89	3.40298	0.0685
DLSELIC does not Granger Cause DLDESVIO		0.28144	0.5971
DGAPPIB does not Granger Cause DLSELIC	89	2.29404	0.1335
DLSELIC does not Granger Cause DGAPPIB		24.5459	4.E-06
EXPGAP does not Granger Cause DLSELIC	89	2.44324	0.1217
DLSELIC does not Granger Cause EXPGAP		3.71229	0.0573
ROTADIR does not Granger Cause DLSELIC	89	1.59406	0.2102
DLSELIC does not Granger Cause ROTADIR		0.02552	0.8735

TESTE DE CAUSALIDADE EM BLOCO

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 12/18/08 Time: 12:03

Sample: 2001M01 2008M07

Included observations: 86

Dependent variable: DLSELIC

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DLDESPIO	6.075616	4	0.1936
DGAPPIB	15.32576	4	0.0041
EXPGAP	1.041264	4	0.9035
ROTADIR	5.289493	4	0.2589
All	37.68538	16	0.0017