

CONDUÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E METAS PARA INFLAÇÃO: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O CASO BRASILEIRO

Pedro Henrique Martins Prado *

Resumo: Com a crise cambial brasileira em janeiro de 1999 ocorre a substituição do regime de “âncora cambial” pela sistemática das “metas para inflação”, vigente até hoje. O emprego deste sistema baseia-se na utilização da taxa juros pela autoridade monetária como instrumento para a inflação convergir a uma meta. O principal objetivo deste trabalho é determinar os principais componentes da função de reação para o Banco Central brasileiro para o período 2003-2013. Primeiramente é apresentado o histórico da adoção do regime de metas para inflação. Em seguida, realiza-se um resgate teórico da Regra de Taylor e da metodologia dos Vetores Autorregressivos, além de uma análise dos diversos indicadores macroeconômicos para o período. Por fim, estima-se tal regra empiricamente. Os resultados indicam uma preocupação mais imediata com os níveis de inflação e de mais longo prazo com o endividamento público, apontando para um comprometimento econômico mais amplo da autoridade monetária.

Palavras chave: Taxa de Juros; Metas para Inflação; Função de Reação.

CONDUCT OF MONETARY POLICY AND GOALS FOR INFLATION : AN EMPIRICAL ANALYSIS FOR THE BRAZILIAN CASE

Abstract: With the Brazilian exchange crisis in January of 1999 it happens the substitution of the regime of “exchange anchor” for the systematic of the “goals for inflation”, effective until today. The job of this system is based on the use of the interest rate by the monetary authority as instrument for the inflation to converge to a goal. The main objective of this work is to determine the main components of the reaction function for the Brazilian Central Bank for the period 2003-2013. Firstly, the rescue of the adoption of the regime of goals is presented for inflation. Next, takes place a theoretical rescue of the Rule of Taylor and of Vector Autoregression’s methodology, besides an analysis of the several indicators macroeconomics for the period. Finally, is estimated the rule empirically. The results indicate a more immediate concern with the inflation levels and of longer period with the public debt, pointing for a wider economical compromising of the monetary authority.

Keywords: Interest Rate; Goals for Inflation; Reaction Function.

INTRODUÇÃO

Dentre os diversos mecanismos postos em prática com o início do Plano Real para combater a acelerada inflação até então vivida pelo país encontra-se a “âncora cambial”, baseada em intervalos restritos de variação da taxa de conversão do dólar em moeda nacional.

* Mestrando em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia

A artificial valorização cambial somada à abertura comercial garantia preços mais baixos para produtos internacionais e, desse modo, forçava muitas empresas nacionais a reduzirem ou manterem baixos seus preços para serem capazes de competir no mercado.

Para a manutenção da margem de valor fixo de paridade o Banco Central do Brasil deveria atuar como comprador ou vendedor residual de moeda estrangeira. Tendo em vista o déficit em Transações Correntes na segunda metade da década de 90, a entrada de capitais tornou-se essencial e foi garantida pela política de juros elevados. As diversas crises em países ditos “em desenvolvimento” abalavam a confiança dos mercados financeiros em relação ao Brasil. Além disso, o aumento acelerado da dívida pública como proporção do PIB e dos déficits correntes, frutos desta política de juros excessivamente altos e câmbio valorizado, ampliavam ainda mais a desconfiança e forçavam uma forte desvalorização.

Logo se iniciou uma acelerada redução das reservas internacionais, pressionada pelo câmbio. Em janeiro de 1999, o Banco Central viu-se obrigado a flexibilizá-lo rompendo com o regime de “bandas cambiais”. A partir de então uma nova diretriz deveria conduzir a política monetária do país, já que desde o início do Plano Real a autoridade monetária atuava sobre a taxa de juros visando a manutenção da taxa de câmbio dentro dos intervalos planejados.

Pelo decreto n. 3.088, de 21 de junho de 1999 estabeleceu-se, com o objetivo de garantir a estabilidade de preços, a sistemática de “metas para inflação” como diretriz para condução da política monetária, que passou a se dar da seguinte forma: “o Banco Central fixa uma meta anual para a taxa de inflação, geralmente decrescente, e ajusta a taxa de juros sistematicamente de forma a alcançar seu objetivo” (CORREIA & AMARAL, 2008).

Vale ressaltar, contudo, que hoje a atuação do Banco Central é balizada pela análise de diversos fatores além da inflação. Dessa forma, a questão central do presente trabalho é determinar a função de reação do Banco Central do Brasil. Para tal objetivo, será utilizada a construção de um modelo em VAR como proposto por diversos trabalhos (ver, por exemplo, GOMES & HOLLAND, 2003; CORREIA & AMARAL, 2008; e MOREIRA, 2013).

O presente trabalho está organizado em quatro seções, além desta introdução. A primeira traz uma breve revisão quanto à política monetária e a Regra de Taylor. A segunda apresenta a metodologia empregada e as variáveis do modelo. A terceira refere-se ao procedimento econométrico e aos resultados. Por fim, a última aborda as considerações finais.

2 A DIFUSÃO DO REGIME DE METAS PARA INFLAÇÃO E A REGRA DE TAYLOR

O regime de metas para inflação apoia-se nos desenvolvimentos da Escola Novoclássica, que se fundamenta essencialmente em quatro pilares: equilíbrio contínuo do mercado, com salários e preços flexíveis; neutralidade da moeda; hipótese de expectativas racionais; e existência de viés inflacionário que gera inconsistência temporal. A conclusão básica a partir destes pilares é que o governo não deveria utilizar política monetária discricionária, uma vez que esta apenas provocaria distorções no curto prazo.

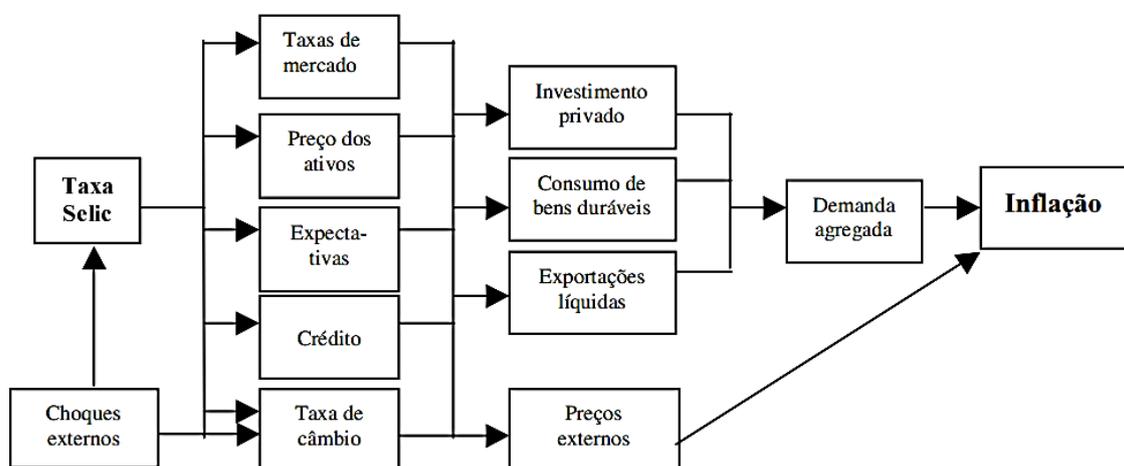
A política deveria ser conduzida visando a criação de um ambiente longe de incertezas e desconfianças. Neste sentido, diversos trabalhos a respeito da política monetária acenam para essa importância da conquista da credibilidade pela autoridade monetária (ver, por exemplo, KYDLAND & PRESCOTT, 1972). Este debate nos indica o caráter forward-looking dos agentes privados, isto é, estes agiriam observando não somente as variáveis e ações correntes, mas sim, a partir das suas expectativas quanto às variáveis e ações futuras dos formuladores de política econômica. Além disso, a formulação das expectativas sobre as ações futuro do Banco Central baseia-se no comportamento passado, de forma que as autoridades deveriam atuar comprometidas com um determinado objetivo que fosse conhecido, conquistando credibilidade e otimizando seus resultados.

O Regime de Metas para Inflação surge como um instrumento eficaz na busca pela condição crível da autoridade monetária. As metas quanto à inflação e o comprometimento da autoridade de se tornando públicos, associados ao fato da fácil assimilação do regime, tornam as atividades da autoridade monetária transparente de modo que o poder discricionário outorgado aos policy makers fica inibido (HOLLAND & CANUTO, 2002).

O emprego deste sistema baseado na utilização da taxa básica de juros (Selic) como ferramenta para a conversão da inflação para as metas foi fruto do diagnóstico que os mecanismos de transmissão de choques que afetam a evolução dos preços internos são divididos em dois componentes: a própria taxa de juros e choques externos (BARCELLOS NETO, 2003). Estando os choques externos fora do controle da autoridade monetária, os impactos sobre a inflação devem ser combatidos de forma indireta.

A política monetária baseada na gestão da taxa de juros possui cinco canais de transmissão para afetar o nível geral de preços: a estrutura a termo da taxa de juros; a taxa de câmbio; as expectativas; o crédito; e o preço dos ativos.

Figura 1. Mecanismos de transmissão da política monetária



Fonte: Banco Central (1999).

A partir da década de 1990 o regime foi adotado por diversos países do mundo. A Nova Zelândia foi o primeiro país a assumi-lo formalmente em 1990, seguida por Canadá e Chile em 1991, depois por Reino Unido, Israel, Suécia e outros. Já o Brasil adotou em 1999, como estratégia para conduzir as expectativas inflacionárias dos brasileiros após o abandono do câmbio administrado (LEAL & FEIJÓ, 2012).

Segundo Mishkin (1999), os Estados Unidos assume política similar à de metas de inflação, porém faz uso da âncora sem o anúncio de metas. A atuação é baseada em uma âncora nominal implícita que busca a estabilidade monetária por meio de uma coerente conduta da política monetária.

O trabalho de Taylor (1993) buscava investigar a condução da política monetária neste país. Segundo este economista, a taxa de juros era ajustada pelo Federal Reserve System (FED) de acordo com o desvio da inflação em relação a uma dada meta e com o desvio do produto em relação a seu potencial. Logo, a taxa de juros nominal deveria subir a patamares superiores à inflação para que a taxa real se eleve com o aumento da inflação. A fórmula elaborada teria a seguinte forma:

$$r = p + 0.5 y + 0.5 (p - 2) + 2 \quad (1)$$

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

Ao contrário do que possa parecer, tal regime não significa falta de comprometimento da autoridade monetária com outros objetivos. Como nos aponta Gomes (2004) e Modenesi (2005), a preocupação com a atividade econômica, com a defesa da taxa de câmbio e a dívida pública também são consideradas na condução da política monetária brasileira.

É possível identificar uma representação genérica para este caso como:

$$i_t = \beta_1 i_{t-1} + \beta_2 (\pi_t - \pi^*) + \beta_3 E_t \pi_{t+q} + \beta_4 y_t + \beta_5 e_t + \beta_6 div_t \quad (2)$$

Onde: i_t é a taxa de juros; i_{t-1} , a taxa de juros defasada utilizada como termo de suavização da política; π_t , a taxa de inflação; π^* , a meta para a inflação; $E_t \pi_{t+q}$, a taxa futura esperada de inflação; y_t , o desvio do produto em relação ao potencial; e_t , a variação da taxa de câmbio; div_t , uma variável referente ao endividamento público.

3 METODOLOGIA E VARIÁVEIS

A análise empírica para a determinação da regra de política monetária do BCB será baseada na utilização da metodologia dos Vetores Autorregressivos (VAR) proposto e aplicado na Ciência Econômica pelo prêmio Nobel de 2011, Christopher A. Sims (1980, 1986). Esta pode ser entendida como uma extensão de uma regressão univariada para um ambiente multivariado e cada equação definida pelo sistema é uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários de uma determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo (STOCK & WATSON, 2001). A vantagem de tal modelo está em considerar todas as variáveis endógenas, fugindo da subjetividade da decisão sobre quais serão endógenas ou exógenas (SIMS, 1980). Logo, ocorre a determinação simultânea das diversas equações, estimando as diversas relações dinâmicas sem, a priori, a imposição de fortes restrições (DAVIDSON & MACKINNON, 1993).

Ao contrário das críticas apontadas inicialmente quanto a um possível caráter “a-teórico” é fácil verificar que a escolha das variáveis reflete sempre a orientação do autor. Na realidade este tipo de modelo apenas elimina a necessidade de condições especiais de identificação e o problema da antecipação da forma original através de modelagens duvidosas (ANDRADE, 2004).

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

$$x_t = \alpha_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_p X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

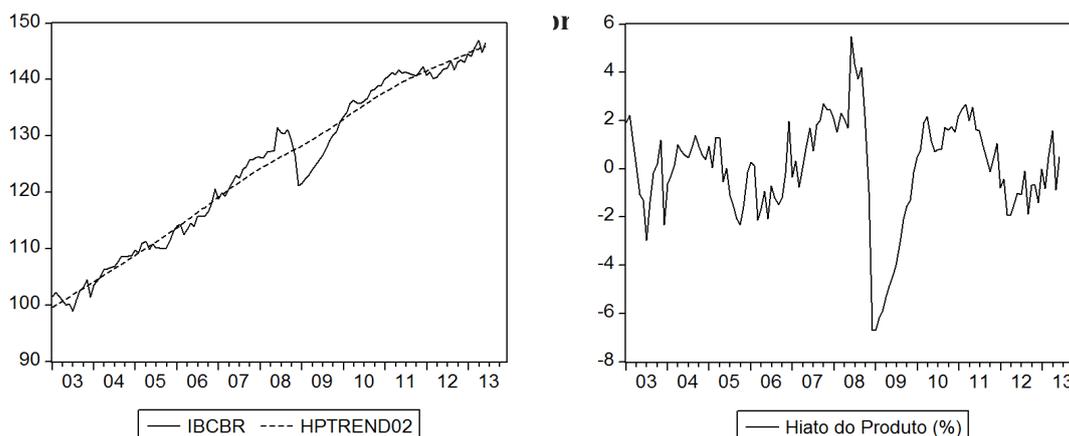
onde:

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

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

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

É proposto um modelo no qual serão utilizadas as seguintes variáveis²: SELIC que se refere à taxa básica de juros mensal anualizada; IPCA, ao desvio da inflação acumulada de doze meses em relação à meta determinada pelo Conselho Monetário Nacional; DEXPINF, ao desvio esperado da inflação em relação à meta; HIATO, ao índice (depois de extraído de sua tendência) de crescimento da atividade econômica descontada de seu potencial de crescimento; DCAMBIO, à variação mensal da taxa de câmbio; e DIVIDAPIB, ao endividamento do setor público em relação ao PIB. Todas estas são mensais e descrevem o período entre fevereiro de 2003 e julho de 2013.



Na Tabela 1 são apresentadas estatísticas que caracterizam as variáveis para o período em análise. Primeiramente, podemos observar o elevado nível da taxa de juros brasileira, cuja média indica uma taxa mensal mais elevada que as taxas anuais praticadas por diversos bancos centrais, como o Banco Central Europeu e do FED. Já a média para a inflação acumulada em 12 meses (IPCA12) para o período indica os níveis altos de inflação no país e a média para o desvio desta em relação à meta, a dificuldade no combate a mesma.

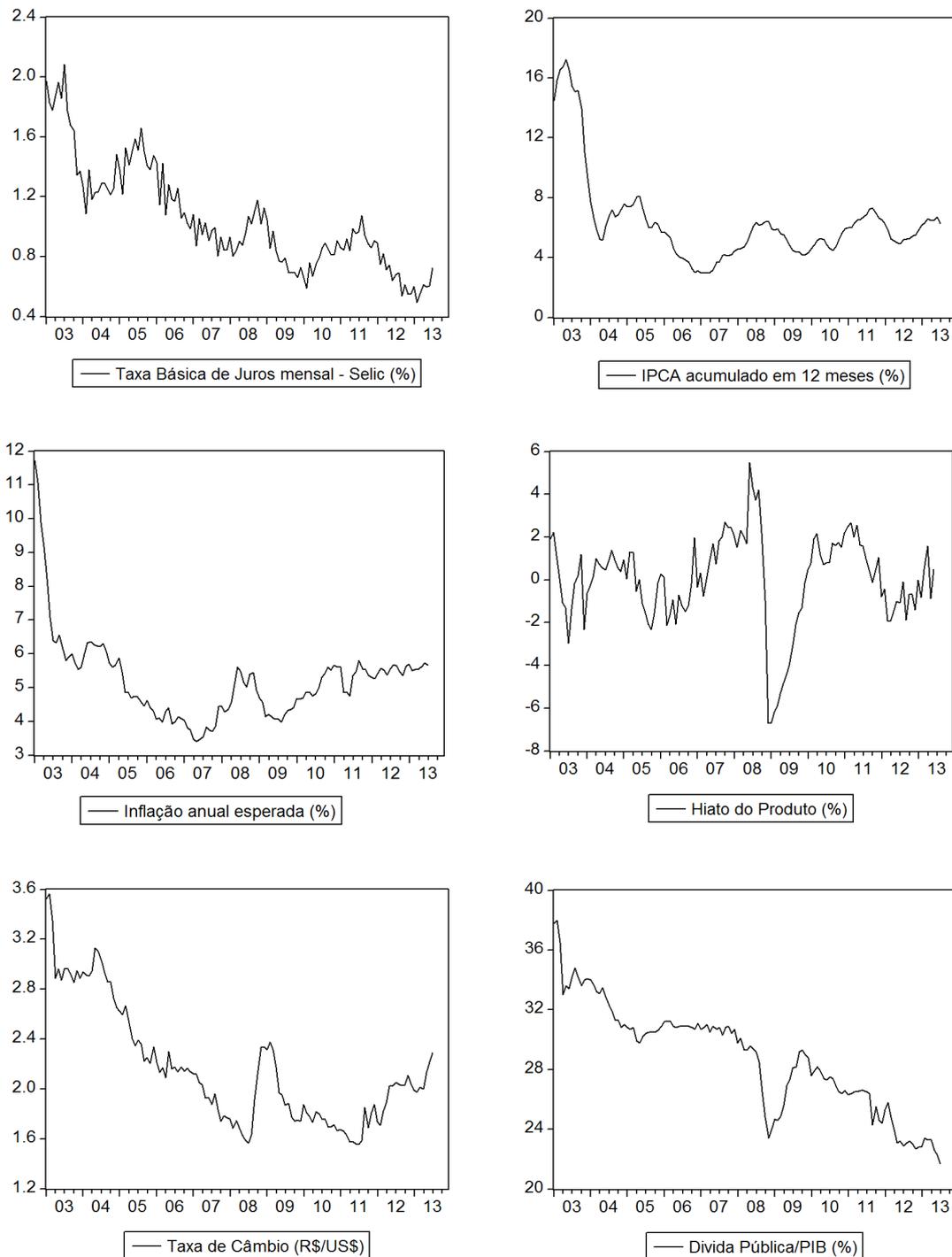
Tabela 1. Descrição das Variáveis

Variáveis	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão
SELIC	1,0502	0,9679	2,0842	0,4933	0,3542
IPCA12	6,3777	5,8391	17,2353	2,9572	3,0512
IPCA	1,8659	1,1897	13,2353	-1,5428	3,2157
DIPCA	-0,0333	0,026	4,0750	-3,0927	0,6722
DEXPINF	0,6796	0,495	7,72	-1,1	1,3606
HIATO	0	0,2497	5,4860	-6,7026	2,1312
DCAMBIO	-0,0098	-0,0131	0,2799	-0,4633	0,0961
DIVIDAPIB	28,7701	29,4	38	21,7	3,6065

IPCA12 = inflação acumulada em 12 meses; DIPCA = variação do desvio da inflação em relação à meta.
 Fonte: Ipeadata / elaboração própria.

A média do hiato, por outro lado, indicariam um crescimento econômico em seu nível potencial projetado. Contudo, o elevado desvio padrão nos indica variação destes dados e, portanto, alteração entre hiatos positivos e negativos (crescimento acima e baixo do potencial, respectivamente).

Figura 3. Evolução das Variáveis



Fonte: Ipeadata / elaboração própria.

É perceptível observando os gráficos da Figura 3 a acentuada queda das taxas de inflação esperada e efetiva no primeiro ano e suas flutuações que são, em certa medida, próximas. Além disso, ao longo do período ocorre a forte queda da taxa de juros e da relação dívida pública/PIB e a valorização da taxa de câmbio.

Por fim, nos últimos dois anos e meio a taxa de juros que vinha em ascensão volta a cair, porém, no ano corrente a trajetória se inverte novamente. A taxa de câmbio volta a se depreciar e a taxa de inflação esperada se mantém em níveis elevados.

5. RESULTADOS

A seguir serão apresentados os diversos testes necessários para a decisão do melhor modelo.

As três tabelas a seguir apresentam os valores dos testes de raiz unitária⁴ para as diferentes variáveis. Sabendo que as hipóteses nulas dos Testes ADF e PP são de presença de raiz unitária e do Teste KPSS é de estacionariedade, podemos concluir que a maioria das variáveis utilizadas não possui raiz unitária, isto é, são séries estacionárias. A única exceção é a variável IPCA que apresentou indícios de uma possível raiz unitária pelos testes KPSS e PP. Logo, utilizaremos a primeira diferença desta variável, ou seja, a variação do desvio da inflação em relação à meta (DIPCA) que não apresenta tais indícios.

Tabela 2. Teste de raiz unitária (ADF – Augmented Dickey Fuller)

Variável	Defasagens	Constante	Tendência	ADF	Valor Crítico (1%)	Valor Crítico (5%)	Prob.
SELIC	12	sim	sim	-3,4129	-4,0405	-3,4497	0,1772
IPCA	1	não	não	-2,6684	-2,5836	-1,9434	0,00079**
DIPCA	0	sim	sim	-4,3471	-4,0331	-3,4462	0,0037**
DEXPINF	0	não	não	-7,8282	-2,5836	-1,9434	0,0000**
HIATO	0	não	não	-3,2335	-2,5835	-1,9434	0,0014**
DCAMBIO	0	sim	sim	-10,6605	-4,0331	-3,4462	0,0000**
DIVIDAPIB	2	sim	sim	-3,7244	-4,0337	-3,4465	0,0224*

* e ** indicam rejeição a níveis de significância de 5% e 1%, respectivamente.

Os valores críticos para a rejeição da hipótese nula da existência de raiz unitária foram gerados pelo pacote econométrico Eviews 4.1, conforme tabulação desenvolvida em Mackinnon (1996).

Tabela 3. Teste de raiz unitária (KPSS - Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin)

Variável	Largura da Banda	Constante	Tendência	LM-Est.	Valor Crítico* (1%)	Valor Crítico* (5%)
SELIC	9	sim	sim	0,1409	0,216	0,146
IPCA	9	sim	sim	0,2231	0,216	0,146
DIPCA	9	sim	sim	0,2231	0,216	0,146
DEXPINF	8	sim	sim	0,2768	0,216	0,146
HIATO	8	sim	não	0,0384	0,739	0,463
DCAMBIO	0	sim	sim	0,0351	0,216	0,146
DIVIDAPIB	8	sim	sim	0,0621	0,216	0,146

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

Tabela 4. Teste de raiz unitária (PP – Phillips-Perron)

Variável	Largura da Banda	Constante	Tendência	Adj. T-stat.	Valor Crítico (1%)	Valor Crítico (5%)	Prob.
SELIC	1	sim	sim	-3,6700	-4,0325	-1,9443	0,0000**
IPCA	6	sim	sim	-1,8384	-4,0325	-3,4459	0,6802
DIPCA	1	sim	sim	-4,3319	-4,0331	-3,4462	0,0039**
DEXPINF	5	sim	sim	-6,7583	-4,0331	-3,4462	0,0000**
HIATO	0	não	não	-3,2335	-2,5836	-1,9434	0,0014**
DCAMBIO	0	sim	sim	-10,6605	-4,0331	-3,4462	0,0000**
DIVIDAPIB	8	sim	sim	-3,3886	-4,0325	-3,4459	0,0000*

* e ** indicam rejeição a níveis de significância de 5% e 1%, respectivamente.

Os valores críticos para a rejeição da hipótese nula da existência de raiz unitária foram gerados pelo pacote econométrico Eviews 4.1, conforme tabulação desenvolvida em Mackinnon (1996).

O procedimento para o estabelecimento do melhor modelo refere-se à seleção do número necessário de defasagens. Pelos diversos testes presentes na Tabela 5, temos que o melhor modelo apresenta-se com um lag. Esta escolha da defasagem do modelo também servirá de referência para a definição das defasagens do Teste de Causalidade de Granger.

Tabela 5. Seleção do melhor modelo para a estimação do VAR

Defasagens	Log-likelihood	AIC	SC	HQ
Sistema com 0 defasagens	-572,8387	9,8947	10,0363	9,9522
Sistema com 1 defasagem	-10,6193	0,8995	1,8910*	1,3020*
Sistema com 2 defasagens	40,6419	0,6386	2,4800	1,3862
Sistema com 3 defasagens	72,3470	0,7120	3,4034	1,8047
Sistema com 4 defasagens	116,2858	0,5763	4,1176	2,0140
Sistema com 5 defasagens	158,8216	0,4646	4,8557	2,2473
Sistema com 6 defasagens	189,9780	0,5474	5,7884	2,6752
Sistema com 7 defasagens	227,8210	0,5159	6,6068	2,9887
Sistema com 8 defasagens	270,3807	0,4037*	7,3446	3,2216

Variáveis: SELIC, DIPCA, DEXPINF, HIATO, DCAMBIO, DIVIDAPIB.

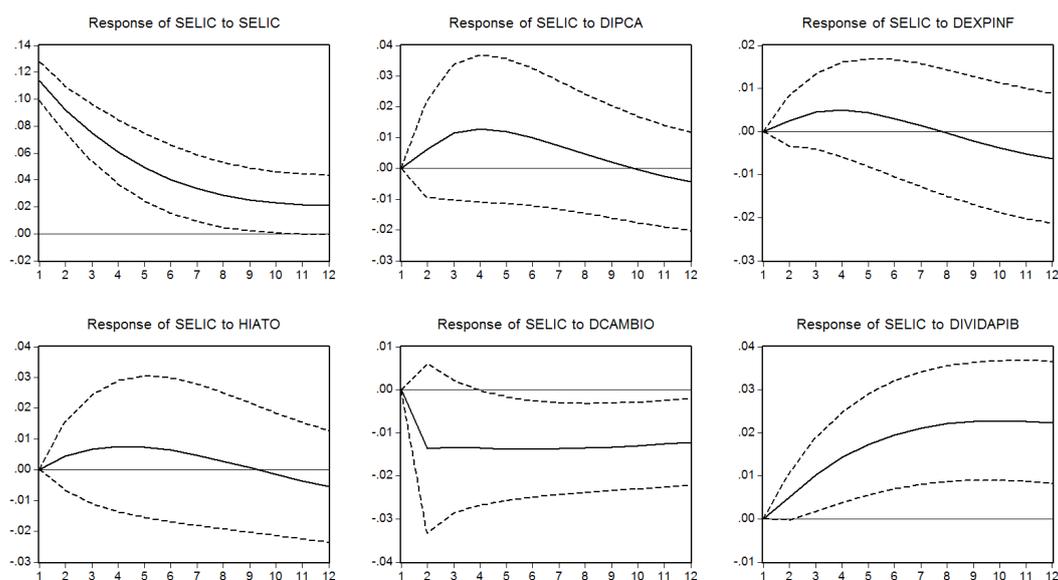
AIC = Critério Akaike; SC = Critério Schwarz; HQ = Critério Hannan-Quinn.

Das diversas equações estimadas pelo método VAR, a que se refere à reação da taxa SELIC em relação às demais variáveis é essencialmente nosso objetivo. A equação, do melhor modelo escolhido anteriormente, pode ser representada como:

$$\begin{aligned}
 SELIC_t = & \alpha_0 + \beta_1 SELIC_{t-1} + \beta_2 DIPCA_{t-1} + \beta_3 DEXPINF_{t-1} \\
 & + \beta_4 HIATO_{t-1} + \beta_5 DCAMBIO_{t-1} + \beta_6 DIVIDAPIB_{t-1}
 \end{aligned} \quad (4)$$

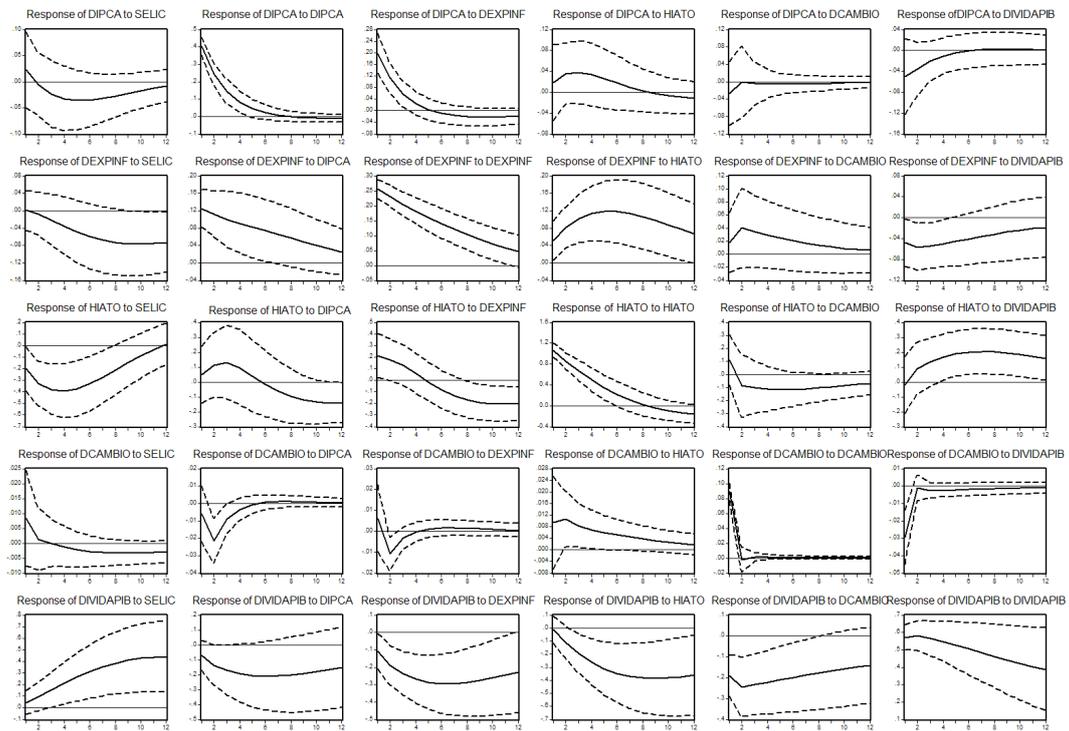
Para a interpretação geral do nosso modelo VAR utilizaremos as ferramentas citadas anteriormente. Iniciamos com a análise das Funções de Resposta a Impulsos, cuja interpretação deve ser feita de forma cuidadosa visto que os gráficos apresentam diferentes escalas para o eixo vertical. A Figura 4a corresponde às reações da taxa básica de juros a choques das demais variáveis, que afinal é nosso maior objeto de interesse. Percebe-se uma variação mais significativa em resposta à elevação do desvio da em relação à meta, que se acentua muito até o quarto mês e se enfraquece fortemente até o fim do terceiro trimestre. Quanto à variação da expectativa de inflação e ao hiato, que apresentam respostas menos intensas por parte da taxa de juros, observamos o comportamento esperado, ou seja, elevação como resposta à choques nas demais. Já quanto a choques na variação cambial, sua resposta apresenta aparentemente formato oposto ao esperado, isto é, caindo em resposta a desvalorizações cambiais, o que causaria ainda mais desvalorização. Porém tal formato pode ser explicado pelas fortes variações nos movimentos de capitais provocadas pela crise financeira, pela política norte-americana de quantitative easing e pela recente preferência por políticas referentes às medidas macroprudenciais⁵ – como cobranças fiscais de capitais que não permaneçam por determinado tempo mínimo no país ou tributação de rendimentos de determinadas aplicações financeiras – em detrimento de variações da taxa de juros.

Figura 4a. Funções de Resposta a Impulsos (SELIC)



Quanto às demais variáveis, observadas na Figura 4b, percebemos que a resposta do desvio da inflação responde mais fortemente a impulsos na variação da inflação esperada no primeiro trimestre e a impulsos no hiato do produto a partir de então. A variação da inflação esperada responde fortemente a choques na variação do desvio da inflação e no hiato do produto. Além disso, a variação no hiato do produto, como esperado, decresce em resposta a choques na taxa de juros e por outro lado, cresce como resposta a elevação da relação dívida/ PIB. Por último, a variação da taxa de câmbio responde pouco a choques das demais variáveis e o que chama mais atenção nos gráficos da dívida/PIB é seu crescimento contínuo em resposta às elevações na taxa básica de juros.

Figura 4b. Função de Resposta a Impulsos (demais variáveis)



Também pela análise de decomposição de variância, pela Tabela 6, temos a indicação da influência da variação da inflação em relação à meta e da relação dívida/PIB na explicação das variações da taxa de juros. Também a variação da taxa de câmbio apresentaria grande importância, mas como indicado pela figura anterior a reação da taxa de juros é inversa a esperada em uma relação direta entre as duas variáveis.

Tabela 6. Decomposição de Variância

Decomposição de Variância de DSELIC

Período	S.E.	SELIC	DIPCA	DEXPINF	HIATO	DCAMBIO	DIVIDAPIB
1	0,1134	100	-	-	-	-	-
2	0,147	98,7076	0,1836	0,0278	0,0955	0,8666	0,1189
3	0,1663	97,255	0,6263	0,0965	0,2334	1,3166	0,4723
4	0,1788	95,6437	1,0576	0,1603	0,3807	1,7167	1,041
5	0,1873	94,0266	1,373	0,1988	0,503	2,1022	1,7964
6	0,1935	92,479	1,5526	0,2104	0,5806	2,4786	2,6989
12	0,2139	84,4966	1,5034	0,3652	0,6434	4,2734	8,7179

Decomposição de Variância de DIPCA

Período	S.E.	SELIC	DIPCA	DEXPINF	HIATO	DCAMBIO	DIVIDAPIB
1	0,405	0,305	99,695	-	-	-	-
2	0,4742	0,2384	99,4068	0,0256	0,2174	0,1115	0,0003
3	0,4973	0,445	98,7767	0,1133	0,5431	0,1211	0,0008
4	0,5065	0,8485	97,9604	0,2547	0,8149	0,1206	0,0009
5	0,5108	1,3293	97,1367	0,4346	0,9793	0,1191	0,001
6	0,5133	1,7863	96,4082	0,6353	1,0507	0,118	0,0016
12	0,5192	2,7859	94,3771	1,5914	1,1235	0,1178	0,0044

Decomposição de Variância de DEXPINF

Período	S.E.	SELIC	DIPCA	DEXPINF	HIATO	DCAMBIO	DIVIDAPIB
1	0,2557	0,0022	23,9283	76,0695	-	-	-
2	0,3470	0,0533	23,6260	74,9061	0,9870	0,3939	0,0337
3	0,4079	0,3168	23,1831	73,1910	2,7719	0,4446	0,0926
4	0,4542	0,8669	22,8504	70,8925	4,8054	0,4435	0,1413
5	0,4910	1,7139	22,5611	68,3633	6,7613	0,4284	0,1721
6	0,5209	2,8169	22,2652	65,8477	8,4715	0,4110	0,1876
12	0,6118	10,7688	20,2268	55,5042	12,9523	0,3623	0,1856

Decomposição de Variância de HIATO

Período	S.E.	SELIC	DIPCA	DEXPINF	HIATO	DCAMBIO	DIVIDAPIB
1	1,0633	3,6380	0,3122	3,9367	92,1131	-	-
2	1,3902	7,7010	1,0727	3,1406	86,5678	1,1885	0,3293
3	1,5811	11,8440	1,7624	2,5911	81,1920	1,5639	1,0466
4	1,7031	15,5783	1,9873	2,2335	76,4527	1,8017	1,9465
5	1,7834	18,5850	1,9290	2,1145	72,4906	1,9822	2,8987
6	1,8376	20,7272	1,8173	2,2409	69,2710	2,1283	3,8152
12	1,9880	21,5324	3,5543	5,2917	60,2984	2,4973	6,8261

Decomposição de Variância de DCAMBIO

Período	S.E.	SELIC	DIPCA	DEXPINF	HIATO	DCAMBIO	DIVIDAPIB
1	0,0891	0,8901	0,5307	1,4638	1,1534	95,9620	-
2	0,0930	0,8354	5,8897	1,3458	2,8953	88,4790	0,5548
3	0,0939	0,8182	6,6972	1,3339	3,7262	86,6610	0,7636
4	0,0943	0,8290	6,7761	1,3484	4,2191	85,9609	0,8665
5	0,0945	0,8773	6,7483	1,3684	4,5301	85,5569	0,9191
6	0,0947	0,9607	6,7289	1,3852	4,7325	85,2457	0,9469
12	0,0953	1,6297	6,7065	1,4042	5,0694	84,1994	0,9909

Decomposição de Variância de DIVIDAPIB

Período	S.E.	SELIC	DIPCA	DEXPINF	HIATO	DCAMBIO	DIVIDAPIB
1	0,5701	0,6512	1,6484	2,0907	0,1093	11,7660	83,7345
2	0,8262	1,6814	3,8003	3,8212	0,5658	14,5678	75,5636
3	1,0288	3,3451	5,4576	5,2830	1,8805	14,4538	69,5801
4	1,2085	5,4882	6,8113	6,4475	3,5419	13,7717	63,9395
5	1,3740	7,9507	7,8397	7,2954	5,2211	12,9488	58,7443
6	1,5284	10,5809	8,5606	7,8583	6,7388	12,1415	54,1198
12	2,2434	24,9029	9,1151	8,0627	11,1590	9,0938	37,6665

Quanto às demais variáveis é visível a importância do hiato do produto e da taxa de juros na variância da inflação. Por último, é perceptível significância das diversas variáveis para explicar a variância tanto da variação do câmbio e do hiato do produto quanto da relação dívida/PIB.

A análise das relações de precedência temporal, relatadas na Tabela 7, nos fornece uma informação interessante para as conclusões pretendidas, isto é, as variações do desvio da inflação em relação à meta e o hiato do produto causam, no sentido de Granger, a taxa básica de juros. Além destas, também a variação da relação dívida/PIB causa a taxa SELIC, o que pode ser facilmente compreendido observando os efeitos sobre o risco-país.

Tabela 7. Causalidade de Granger

Hipótese Nula	F-Estatístico	Probabilidade
DIPCA não causa, no sentido Granger, SELIC**	4,2269	0,0168
SELIC não causa, no sentido Granger, DIPCA**	4,5206	0,0128
DEXPINF não causa, no sentido Granger, SELIC	0,6417	0,5282
SELIC não causa, no sentido Granger, DEXPINF	1,3541	0,2621
HIATO não causa, no sentido Granger, SELIC***	5,4907	0,0052
SELIC não causa, no sentido Granger, HIATO	2,2877	0,1059
DCAMBIO não causa, no sentido Granger, SELIC	0,9751	0,3801
SELIC não causa, no sentido Granger, DCAMBIO	1,0124	0,3664
DIVIDAPIB não causa, no sentido Granger, SELIC**	3,1112	0,0482
SELIC não causa, no sentido Granger, DIVIDAPIB	0,9848	0,3765
DEXPINF não causa, no sentido Granger, DIPCA***	4,7856	0,0100
DIPCA não causa, no sentido Granger, DEXPINF	1,9136	0,1521
HIATO não causa, no sentido Granger, DIPCA	1,4592	0,2366
DIPCA não causa, no sentido Granger, HIATO	1,4499	0,2388
DCAMBIO não causa, no sentido Granger, DIPCA	2,1627	0,1195
DIPCA não causa, no sentido Granger, DCAMBIO	1,6808	0,1906
DIVIDAPIB não causa, no sentido Granger, DIPCA*	2,6409	0,0755
DIPCA não causa, no sentido Granger, DIVIDAPIB	1,9905	0,1412
HIATO não causa, no sentido Granger, DEXPINF**	414,6760	0,0182
DEXPINF não causa, no sentido Granger, HIATO	176,0560	0,1764

DCAMBIO não causa, no sentido Granger, DEXPINF	107,5640	0,3444
DEXPINF não causa, no sentido Granger, DCAMBIO	0,3871	0,6799
DIVIDAPIB não causa, no sentido Granger, DEXPINF	124,7390	0,2910
DEXPINF não causa, no sentido Granger, DIVIDAPIB**	471,2570	0,0107
DCAMBIO não causa, no sentido Granger, HIATO*	272,7820	0,0695
HIATO não causa, no sentido Granger, DCAMBIO	129,4280	0,2780
DIVIDAPIB não causa, no sentido Granger, HIATO**	393,8700	0,0221
HIATO não causa, no sentido Granger, DIVIDAPIB***	801,5250	0,0005
DIVIDAPIB não causa, no sentido Granger, DCAMBIO	173,6560	0,1806
DCAMBIO não causa, no sentido Granger, DIVIDAPIB	184,9530	0,1618

*, ** e *** indicam rejeição a níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Primeira variável tem precedência temporal (causa no sentido de Granger) a segunda.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo do presente trabalho era a determinação de uma função de reação para Banco Central do Brasil utilizando um modelo baseado na metodologia dos Vetores Autorregressivos. Dentre os diversos resultados obtidos, o objeto central para nossa análise refere-se à taxa de básica de juros (Selic) e nos fornece a conclusão de que o Banco Central do Brasil segue uma regra de política monetária que considera o desvio da inflação acumulada de doze meses em relação à meta, o hiato do crescimento do produto e o endividamento do setor público.

Tal entendimento nos confirma o afastamento de uma atuação da autoridade monetária simplesmente preocupada com a inflação, desconsiderando as demais variáveis macroeconômicas. Porém, como esperado, dos diversos choques nestas variáveis, o referente à variação da inflação é o causador de resposta mais intensa e mais imediata da taxa de juros, enquanto o que se refere ao endividamento se torna mais intenso, principalmente a partir do quinto mês. Isto indica o comprometimento da política monetária com a estabilidade de preços durante o período analisado e uma preocupação a longo prazo com o endividamento público.

Por outro lado, o Banco Central aparenta não reagir a movimentos sobre a taxa de câmbio de forma direta. A atuação no período foi via gerenciamento do fluxo de capitais, isto é, as chamadas medidas macroprudenciais, que, de forma geral, visava muito mais conter processos de apreciação do que o contrário.

NOTAS

1 Para uma análise profunda destes canais de transmissão ver Modenesi (2005, p. 367-371).

2 Os dados para as variáveis estão disponíveis no site do Ipeadata: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>

3 Ver Hodrick & Prescott (1997).

4 Consultar Dickey & Fuller (1979); Kwiatkowski et al. (1992); e Phillips & Perron (1988).

5 Para uma análise do gerenciamento do fluxo de capitais no período ver MF/SPE (2012).

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANDRADE, J. S. Apontamentos de Econometria Aplicada. Novembro de 2004 – mimeo.

BARCELLOS NETO, P. C. F. de. Estimando uma Regra de Taylor para o sistema de Metas de Inflação Brasileiro. Porto Alegre, setembro de 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. (1999). Relatórios de Inflação (vários números).

CORREIA, F. & AMARAL, R. Política Monetária e a Determinação da Função Reação do Banco Central Brasileira. *Economia e Desenvolvimento*, Recife (PE), v. 7, n. 1, p. 85-122, 2008.

DAVIDSON, R. & MACKINNON, J. G. *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford: Oxford University Press, 1993.

DICKEY, D. A. & FULLER, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427-431.

GOMES, C. & HOLLAND, M. Regra de Taylor e política monetária em condições de endividamento público no Brasil. *Revista Economia – ANPEC*, Rio de Janeiro, v. 4, n. 2, p. 333-359, 2003.

GOMES, C. Credibilidade de Política Monetária e Regra de Taylor sob Endividamento Público: uma Análise do Caso Brasileiro. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Uberlândia – UFU. Janeiro de 2004.

GUJARATI, D. N. *Econometria Básica*. São Paulo: Makron Books, Quarta Edição, 2006.

HODRICK, R. J. & PRESCOTT, E. C. (1997). Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money Credit and Banking*, 29:1-16.

HOLLAND, M. & CANUTO, O. Flutuações Cambiais, Estratégias Monetárias e Metas de Inflação. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v.23, n. 1, 2002.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; SCHMIDT, P. & SHIN, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Are Non-Stationary? *Journal of Econometrics*, 54, p. 159-178.

KYDLAND, F. E. & PRESCOTT, E. C. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. *Journal of Political Economy*, 85 (Junho); 473-492, 1977.

LEAL, R. A. & FEIJÓ, F. T. O regime de metas de inflação foi a melhor escolha para o Brasil? *Economia & Tecnologia*, v. 24, p. 43-51. Janeiro/Março de 2011.

MISHKIN, F. S. International experiences with different monetary policy regimes. NBER Working Paper Series, Cambridge, n. 6965, 46 p. Fevereiro de 1999.

MF/SPE, Ministério da Fazenda/Secretaria de Política Econômica (2012). *Economia Brasileira: Oportunidades e Desafios*. Março de 2012.

MODENESI, A. M. *Regimes Monetários: Teoria e Experiência do Real*. 1. ed. Barueri: Manole, 2005.

MOREIRA, R. R. Política monetária e dinâmica macroeconômica no Brasil: evidências empíricas a partir de Vetores Autorregressivos. *Perspectiva Econômica*, 9(1):1-16. Janeiro-junho de 2013.

PHILLIPS, P. C. B. & PERRON, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335–346.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, v. 48, 1980, p. 1-48.

_____. Are forecasting models usable for policy analysis? *Minneapolis Federal Reserve Bank Quarterly Review*, 1986, v. 10, p. 2-16.

STOCK, J. H. & WATSON, M. W. Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15 (4), Março de 2001.

TAYLOR, J. B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 39, p. 195-214 (A regra é apresentada na