



**BANCO CENTRAL DO BRASIL**

Trabalhos para Discussão

28

**Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil:  
uma Abordagem de Expectativas Racionais**

*Marco Antonio Bonomo e Ricardo D. Brito*

Novembro, 2001

ISSN 1519-1028  
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 28	Nov	2001	p. 1-37
--------------------------	----------	-------	-----	------	---------

# *Trabalhos para Discussão*

Editado por:

**Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)**

(e-mail: conep.depep@bcb.gov.br , workingpaper@bcb.gov.br)

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 28.

Autorizado por Ilan Goldfajn (Diretor de Política Econômica).

**Controle Geral de Assinaturas:**

Banco Central do Brasil  
Demap/Disud/Subip  
SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo  
70074-900 - Brasília (DF)  
Telefone (61) 414-1392  
Fax (61) 414-3165

Tiragem: 450 exemplares

*The views expressed in this work are those of the authors and do not reflect those of the Banco Central or its members.*

*Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.*

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

**Central de Informações do Banco Central do Brasil**

Endereço: Secre/Surel/Dinfo  
Edifício-Sede, 2º subsolo  
SBS - Quadra 3, Zona Central  
70074-900 - Brasília (DF)  
Telefones: (61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406  
DDG: 0800 992345  
Fax: (61) 321 9453  
Internet: <http://www.bcb.gov.br>  
E-mail: [cap.secre@bcb.gov.br](mailto:cap.secre@bcb.gov.br)  
[dinfo.secre@bcb.gov.br](mailto:dinfo.secre@bcb.gov.br)

# Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: Uma Abordagem de Expectativas Racionais\*

Marco Antonio Bonomo<sup>†</sup>  
EPGE/FGV

Ricardo D. Brito<sup>‡</sup>  
IBMEC e EPGE/FGV

November 7, 2001

## Abstract

Neste artigo estimamos e simulamos um modelo macroeconômico aberto de expectativas racionais (Batini e Haldane [5]) para a economia brasileira, com o objetivo de identificar as características das regras monetárias ótimas e a dinâmica de curto prazo gerada por elas. Trabalhamos com uma versão forward-looking e uma versão backward-looking a fim de comparar o desempenho de três parametrizações de regras monetárias, que diferem em relação à variável de inflação: a tradicional regra de Taylor, que se baseia na inflação passada; uma regra que combina inflação e taxa de câmbio real (ver Ball [3]) e uma regra que utiliza previsões de inflação (ver Bank of England [4]). Resolvemos o modelo numericamente e contruímos fronteiras eficientes em relação às variâncias do produto e da inflação por simulações estocásticas. Os conjuntos de regras ótimas para as duas versões são qualitativamente distintos. Devido à incerteza quanto ao grau de forward-lookingness sugerimos a escolha das regras pela soma das funções objetivos nas duas versões. Concluímos que as regras escolhidas com base neste critério têm perdas moderadas em relação às regras ótimas, mas previnem perdas maiores que resultariam da escolha da regra com base na versão errada. Finalmente calculamos funções de resposta a impulso dos dois modelos para algumas regras selecionadas, a fim de avaliar como

---

\*Os autores agradecem aos cometários de Alexandre Tombini, Carlos H. Araujo, Ilan Goldfajn, Marcelo K. Muinhos, Marcos A. Silveira, Osmani T. Guillen, Rebecca W. Barros, dois pareceristas anônimos, e aos participantes dos seminários da EPGE/FGV e BACEN pelas discussões e comentários.

<sup>†</sup>Este autor agradece o apoio à pesquisa do PRONEX e do CNPq e a bolsa de pesquisa do CNPq. Endereço para correspondência: bonomo@fgv.br.

<sup>‡</sup>Professor do Departamento de Economia do IBMEC-Rio e doutorando da EPGE/FGV.

diferentes regras monetárias alteram a dinâmica de curto prazo dos dois modelos.

In this article, we estimate and simulate an open rational expectations macro model for the Brazilian economy. Our goal is to identify the features of optimal monetary rules and their consequences for the model’s short-term dynamics. We compare the performance of three parametrizations of the monetary rule that differ with respect to the inflation variable: a Taylor rule, which is based on past inflation; a rule that combines past inflation and real exchange rate (Ball[3]); and a rule based on inflation forecasts (Bank of England [4]). We solve the model numerically and we use stochastic simulations to construct efficient frontiers on the inflation variance and output variance space. The sets of optimal rules for the two versions are qualitatively distinct. Since there is uncertainty about the economy’s forward-lookingness, we propose a ranking of rules based on an equal weighted average of each model’s objective function. The best ranked rules according to this criterion have performance moderately inferior to the optimal rules, but prevent much larger losses which would occur when rules are chosen according to the wrong model.

*Palavras-chave:* regras monetárias, expectativas racionais, dinâmica macroeconômica brasileira.

*Código JEL:* E47; E52

## 1 Introdução

Nos últimos anos um novo arcabouço novo-keynesiano vem substituindo o modelo IS-LM-OA na análise de política macroeconômica (ver exposições em Clarida, Gali e Gertler [14], e Romer [26]). As principais modificações em relação ao modelo IS-LM-OA são a inclusão de um termo forward-looking na IS e a substituição da LM por uma regra de política monetária do Banco Central. Como as equações podem ser parcialmente derivadas de microfundamentos, os parâmetros têm interpretações estruturais, relacionadas a tecnologia e a estrutura de mercado. Os “pequenos modelos de macroeconomia”<sup>1</sup> resultantes são simples, mas de conteúdo teórico suficiente para oferecer uma representação estilizada de toda a economia. Por ter poucas equações e variáveis, tornam mais fácil a sua estimação ou calibração, bem como permitem a investigação analítica de suas propriedades. Essa flexibilidade na experimentação de hipóteses alternativas torna estes modelos uma poderosa ferramenta para a simulação e análise de políticas e explicam o seu uso crescente. Nosso objetivo é especificar, estimar e simular um pequeno modelo macroeconômico estrutural, dinâmico e aberto, com expectativas racionais, para a economia brasileira.

Em primeiro lugar especificamos e estimamos um modelo forward-looking

---

<sup>1</sup>“Pequenos” é usado em oposição aos modelos maiores, mais complexos e com maior grau de desagregação que também vem sendo crescentemente utilizados.

aberto, com base em Batini e Haldane [5], assim como sua restrição backward-looking. O modelo estrutural da economia é composto por cinco equações, que combinadas se reduzem a três: uma IS forward-looking; uma equação de equação de determinação do câmbio, com base na paridade descoberta; e uma curva de Phillips Novo Keynesiana com termos forward-looking e backward-looking, e que apresenta inércia inflacionária gerada através de uma rigidez real na determinação dos salários.

A versão backward-looking impõe que o coeficiente do hiato de produto futuro na IS seja zero e que a curva de Phillips seja somente backward-looking. Como conseqüência, existem defasagens importantes no efeito da política monetária sobre a inflação. O único efeito contemporâneo se dá através do câmbio. Na versão forward-looking a política monetária pode afetar contemporaneamente a inflação, mesmo na ausência de efeitos cambiais, pois a expectativa de aumento do hiato de produto amanhã influencia negativamente a inflação de hoje.

O modelo é fechado utilizando-se uma regra de política monetária que especifica a taxa de juros escolhida a partir do estado das variáveis macroeconômicas. Testamos três tipos de regras, e uma quantidade enorme de parâmetros. Nas tradicionais regras de Taylor a taxa de juros reage à inflação e ao hiato de produto, levando em consideração também a taxa de juros passada. Ball [3] preconiza para economias abertas uma regra na qual a inflação é substituída por uma combinação entre inflação e taxa de câmbio real. A idéia é que uma taxa de câmbio real valorizada deve se desvalorizar no futuro, e por isto funciona como previsor de uma inflação futura. O terceiro tipo de regra incorpora explicitamente a previsão da inflação futura no lugar da inflação. Batini e Haldane [5] argumentam que este tipo de regra tem desempenho superior às regras de Taylor tradicionais se a economia é backward-looking.

A utilização de um modelo forward-looking requer cuidados especiais na estimação, além da utilização de técnicas numéricas para solução de modelos de expectativas racionais lineares. O sistema foi estimado por mínimos quadrados em três estágios (3SLS), após abordar a hipótese de expectativas racionais pelo método dos erros em variáveis (error-in-variables), como sugerido em Wickens [35]. Com base nas estimações escolhemos duas calibrações para as nossas simulações: uma forward-looking e outra backward-looking. A solução numérica foi efetuada por autovalores-autovetores generalizados na forma Schur, método proposto por Klein [20] que aperfeiçoa Blanchard e Kahn [9].

Para comparar o desempenho de longo prazo das diversas parametrizações destes três tipos de regras, fizemos simulações estocásticas dos modelos forward-looking e backward-looking. Construímos fronteiras eficientes para os dois modelos, utilizando as variâncias do hiato de produto e da inflação geradas pelas 4719 regras monetárias testadas. Como um dos pontos de maior divergência entre os macroeconomistas é se a economia é predominantemente forward-looking ou backward-looking, avaliamos também o desempenho das regras quando se atribui probabilidade 0,5 para cada um dos cenários. Comparamos o desempenho

da regra que maximiza este critério com as regras ótimas de acordo com os modelos forward-looking e backward-looking, supondo que o modelo verdadeiro é alternativamente forward-looking e backward-looking. Concluímos que as regras robustas, que maximizam o critério acima, têm perdas moderadas em relação às regras ótimas, mas evitam perdas enormes que aconteceriam se a regra fosse escolhida com base no modelo errado.

Por fim, calculamos funções de resposta a impulso com base nos dois modelos e em quatro regras monetárias para quatro experimentos diferentes: redução da meta de inflação, choque temporário de demanda, choque permanente de oferta, choque no câmbio de equilíbrio. As regras foram escolhidas com base no desempenho na simulação estocástica e na diferenciação de características.

A literatura brasileira sobre regras monetárias ainda é incipiente. Dentre os poucos artigos escritos sobre o tema destacam-se os de Bogdanski et al. [12], Bogdanski et al. [11], Andrade e Divino [2] e Freitas e Muinhos [15]. Os dois primeiros têm como principal propósito apresentar um arcabouço para *metas de inflação* no Brasil <sup>2</sup>, levando em consideração características importantes da economia brasileira através de uma modelagem cuidadosa do passthrough cambial, no caso dos dois artigos, e dos preços administrados na economia, no caso do artigo de Bogdanski et al. [11]. Os dois últimos artigos têm afinidade de propósito com o nosso trabalho, pois também estimam um pequeno modelo macroeconômico para o Brasil e examinam a otimalidade de regras monetárias. Entretanto, ambos os modelos são backward-looking, o que facilita a derivação da regra ótima. Andrade e Divino [2], que utilizam um modelo de economia fechada, calculam explicitamente a regra ótima, enquanto Freitas e Muinhos [15], que têm um modelo de economia aberta, derivam proxies para a regra ótima para diferentes parâmetros da função de perda do governo. O presente artigo inova em relação à literatura brasileira existente por utilizar um modelo de expectativas racionais que, por não possuir solução analítica, requer estimação por variáveis instrumentais e solução por técnicas numéricas. O ganho é o maior realismo introduzido por canais de transmissão de política monetária inexistentes em modelos forward-looking.

O restante do artigo está estruturado da seguinte forma. Na seção 2 apresentamos o modelo forward-looking de Batini e Haldane [5], assim como a sua restrição backward-looking. A terceira seção apresenta a metodologia de resolução numérica de modelos lineares de expectativas racionais. A quarta descreve os dados e apresenta as estimativas dos modelos forward-looking e backward-looking. A quinta seção descreve a metodologia de simulação de políticas, utiliza simulações estocásticas para se construir fronteiras eficientes e verifica as regras que estão na fronteira para cada modelo. A sexta

---

<sup>2</sup>Na verdade o artigo de Bogdanski et al. [11] vai bastante além disso ao reportar resultados de simulações do modelo, embora a estimação do modelo e a calibração usada nas simulações não seja reportada.

seção reporta os experimentos de resposta a impulso utilizando-se cinco regras escolhidas com base no desempenho na simulação estocástica e na diferenciação de características. A última seção apresenta as considerações finais e aponta as direções para a continuação da pesquisa.

## 2 O modelo estrutural básico

Adotamos como modelo básico, o modelo de Batini e Haldane[5]. O modelo é adequado por ser um modelo de economia aberta, forward-looking e capaz de reproduzir a dinâmica observada das principais variáveis macroeconômicas. O modelo se baseia em regras de decisão separadas de agentes e firmas e não na otimização dinâmica explícita de um agente representativo. Contudo, as regras de decisão são motivadas por um comportamento racional e freqüentemente utilizam as mesmas variáveis que aparecem nas equações derivadas explicitamente.

Trata-se de um sistema de 4 equações lineares representando um equilíbrio dinâmico estocástico com expectativas racionais, onde a rigidez nominal temporária é causada por salários escalonados (a la Fuhrer e Moore [16]).

A primeira equação é uma curva IS “forward looking” dada por:

$$h_t = \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 E_t(h_{t+1}) + \alpha_3 [i_{t-1} - E_{t-1}\pi_t] + \alpha_4 q_{t-1} + \varepsilon_{1t}; \quad (1)$$

onde:  $h_t$  é o hiato de produto (diferença entre o produto efetivo e o produto potencial);  $E_t$  é a esperança condicionada à informação disponível no momento  $t$  (que inclui as variáveis determinadas no momento  $t$ )<sup>3</sup>;  $\pi_t = p_t^c - p_{t-1}^c$  é a inflação entre  $t-1$  e  $t$ ;  $[i_{t-1} - E_{t-1}\pi_t] = r_{t-1}$  é a taxa de juros real esperada entre  $t-1$  e  $t$ ; e  $q_t$  é o câmbio real (definido como o câmbio nominal  $e_t$  mais o índice externo de preços ao consumidor  $p_t^{cf}$  menos o índice nacional de preços ao consumidor  $p_t^c$ ); todas as variáveis transformadas pelo logaritmo natural<sup>4</sup>.

A principal diferença em relação a IS tradicional é que o produto hoje depende da expectativa de produto no futuro. Este último termo aparece se obtivermos a IS a partir de uma aproximação loglinear da equação de Euler que condiciona a escolha intertemporal ótima do nível de consumo, como em Nelson e McCallum [23]. A expectativa de um maior consumo no futuro deve estar relacionada a um maior consumo no presente por causa do desejo dos indivíduos de suavizar o seu consumo ao longo do tempo.

O lado da oferta tem uma equação de determinação de salários devida a Fuhrer e Moore[16]. O salário nominal é determinado de forma a que o salário

<sup>3</sup>É comum na literatura a denominação de “expectativa forward-looking” para  $E_t$  e “current-value expectation” para  $E_{t-1}$ . Wallis [34] discute a diferença entre  $E_t$  e  $E_{t-1}$  para propósitos de estimação.

<sup>4</sup>Note que a equação (1) implica uma taxa de juros real de equilíbrio igual a zero. Isso não implica perda de generalidade, uma vez que a inclusão de uma constante permite taxas de juros diferentes de zero.

real contratado hoje tenha como referência uma média ponderada entre o salário real passado e a expectativa do salário real futuro, sendo somado a esta média um termo que depende do nível de atividade da economia:

$$w_t - p_t^c = \chi_1 [E_t(w_{t+1}) - E(p_{t+1}^c)] + (1 - \chi_1) [w_{t-1} - p_{t-1}^c] + \chi_2 h_t + \varepsilon_{4t}; \quad (2)$$

onde:  $w_t$  é o salário nominal. Esta equação introduz uma certa rigidez real e modifica a tradicional equação de fixação de salários de Taylor [30]. A modificação é motivada pelo fato de que a rigidez nominal não é por si só suficiente para gerar a inércia inflacionária que observamos nas economias. Uma outra alternativa para gerar inércia inflacionária seria o relaxamento da hipótese de expectativas racionais<sup>5</sup>.

A determinação de preços é completada pela equação de margem (markup):

$$p_t^d = \frac{1}{2} [w_t + w_{t-1}]; \quad (3)$$

onde  $p_t^d$  é o índice de preços domésticos. Pela especificação (3) os contratos salariais duram dois períodos e os preços domésticos são determinados através da adição de uma margem constante sobre a média ponderada dos salários.

A equação:

$$p_t^c = \phi p_t^d + (1 - \phi) (e_t + p_t^{cf}) \quad (4)$$

define o índice nacional de preços ao consumidor, onde  $\phi$  é a participação nacional.

As equações (2) em  $t$  e em  $t - 1$  podem ser adicionadas e as equações (3) e (4) substituídas na soma resultante para a derivação de uma curva de Phillips Novo-Keynesiana para a economia aberta<sup>6</sup>. Supondo adicionalmente inflação externa nula, temos a seguinte equação para a curva de Phillips:

$$\pi_t = \chi_1 E_t(\pi_{t+1}) + (1 - \chi_1) \pi_{t-1} + \chi_2 [h_t + h_{t-1}] + \mu [(1 - \chi_1) \Delta q_t - \chi_1 E_t(\Delta q_{t+1})] + \varepsilon_{4t}; \quad (5)$$

---

<sup>5</sup>Um forma é introduzir expectativas adaptativas por parte de alguns agentes, como em Amato & Laubach [1]. Roberts [25] gera inércia inflacionária utilizando diretamente dados de expectativas de inflação, cuja análise indicou não serem plenamente racionais. Bonomo, Carrasco & Moreira [13] supõem que existe uma parcela de agentes não-rationais, que aprendem gradualmente com a perda relativa de lucros.

<sup>6</sup>É importante notar que termos constantes não afetam os resultados da simulação do modelo, permitindo-nos eliminá-lo. Então, para os nossos propósitos, o realismo de supor alguma variável igual a zero deve ser avaliado de acordo com o realismo de supor que esta variável seja constante.

onde:  $\mu = \frac{2(1-\phi)}{\phi}$ , e  $\Delta q_t = q_t - q_{t-1}$ . Nesta equação  $\mu$  é determinado a partir de  $\phi$ <sup>7</sup>, supondo implicitamente que o repasse (passthrough) se dá apenas de forma direta, através dos preços importados<sup>8</sup>.

Para determinar o câmbio utilizamos a condição de paridade descoberta da taxa de juros, que é dada por:

$$e_t = E_t(e_{t+1}) - (i_t - i_t^f) + \varepsilon_{3t}; \quad (6)$$

onde:  $i_t^f$  é a taxa de juros nominal externa, e não inclui explicitamente o prêmio de risco do câmbio. Isso significa que variações no prêmio de risco aparecerão no termo  $\varepsilon_{3t}$ , bem como outros ruídos do mercado de câmbio. Rearrmando a equação (6)<sup>9</sup> e supondo, por simplicidade, que  $i_t^f$  e a inflação externa são nulos, chegamos uma versão da paridade descoberta em termos da taxa de variação esperada do câmbio real:

$$E_t(\Delta q_{t+1}) - \varepsilon_{3t} = i_t - E_t(\pi_{t+1}). \quad (7)$$

De acordo com esta equação a expectativa de depreciação real do câmbio, descontando-se o choque cambial do período, é igual à taxa de juros real.

O modelo simplificado fica:

$$h_t = \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 E_t(h_{t+1}) + \alpha_3 [i_{t-1} - E_{t-1}\pi_t] + \alpha_4 q_{t-1} + \varepsilon_{1t};$$

$$E_t(\Delta q_{t+1}) = i_t - E_t(\pi_{t+1}) + \varepsilon_{3t};$$

$$\begin{aligned} \pi_t = & \chi_1 E_t(\pi_{t+1}) + (1 - \chi_1) \pi_{t-1} + \chi_2 [h_t + h_{t-1}] + \\ & \mu [(1 - \chi_1) \Delta q_t - \chi_1 E_t(\Delta q_{t+1})] + \varepsilon_{4t}. \end{aligned}$$

Neste modelo forward-looking tanto a política monetária pode afetar o produto contemporaneamente, como a expectativa do produto futuro pode afetar a inflação hoje, qualquer dos dois sendo suficientes para que a política monetária possa ter um efeito contemporâneo sobre a inflação (mesmo na ausência de efeitos cambiais).

Como a política monetária afeta o produto com defasagens, um aumento de taxa de juros hoje afetará diretamente a expectativa de produto amanhã.

<sup>7</sup>Alternativamente, o coeficiente  $\mu$  pode ser estimado.

<sup>8</sup>Adicionalmente os preços importados podem influenciar os preços de bens produzidos domesticamente, em especial os preços dos bens comerciáveis.

<sup>9</sup>Primeiro somamos e subtraímos os seguintes termos: os preços doméstico e externo, e a expectativa dos preços doméstico e externo no próximo período. Depois rearrumamos em termos da taxa de câmbio real presente, da expectativa de taxa de câmbio real futura, e da inflação doméstica e externa.

Portanto, o efeito contemporâneo da política monetária depende da expectativa de produto amanhã afetar direta ou indiretamente a inflação. Isto é possível graças a dois mecanismos embutidos no modelo forward-looking, associados ao termos forward-looking da IS e da equação de salários, respectivamente. O termo forward-looking da IS faz com que a expectativa do produto amanhã afete o hiato de produto hoje. Como supusemos que o produto afeta a determinação de salários contemporaneamente, a inflação é afetada imediatamente. O termo forward-looking da equação de salários faz com que a expectativa de produto amanhã influencie a determinação de salário hoje, afetando portanto a inflação. A razão para este efeito é que o salário hoje depende da expectativa de salário no próximo período, que por sua vez depende da expectativa do hiato do produto no próximo período.

## 2.1 A versão backward looking

Se restringirmos o modelo acima, impondo  $\alpha_2 = \chi_1 = 0$ , temos um modelo completamente backward-looking, bastante semelhante ao de Ball [3]. As diferenças são sutis: (i) na curva de Phillips de Ball, apenas  $h_{t-1}$  importa, enquanto continuamos com um efeito contemporâneo do hiato; (ii) a relação entre o câmbio e a taxa de juros permite um coeficiente diferente da unidade (não é a paridade descoberta da taxa de juros). Além disso, Ball concebe a defasagem como sendo de um ano, enquanto o modelo acima supõe um trimestre.

Nesta versão há duas vias de transmissão da política monetária: i) um aumento do juros hoje reduz o nível de atividade no próximo período, resultando num efeito sobre a inflação no próximo período e dois períodos na frente; ii) um aumento do juros valoriza a taxa de câmbio hoje e reduz a inflação imediatamente. Vemos, portanto, que na versão backward-looking a política monetária só afeta a inflação contemporaneamente através do câmbio.

## 2.2 Regras operacionais de política monetária

Como este estudo objetiva a prescrição de regras de política, optamos por analisar regras que fossem operacionais. Supondo que o Banco Central não tem acesso à informação disponível em  $t$  quando fixa a taxa de juros nominal que vigorará entre  $t$  e  $t + 1$ <sup>10</sup>, isto implica que as regras monetárias não podem basear-se em expectativas datadas em  $t$ .

Numa aplicação do modelo de Batini e Haldane [5], o Bank of England [4] utiliza uma regra de política monetária baseada em projeções da inflação futura:

$$r_t = \gamma r_{t-1} + (1 - \gamma) r_t^* + \theta [E_{t-1} \pi_{t+j} - \pi_t^*] + \varphi h_{t-1}; \quad (8)$$

<sup>10</sup>A expectativa do Banco Central é  $E_{t-1}[\cdot]$ . Ver pé de página número 3.

onde:  $r_t = [i_t - E_t \pi_{t+1}]$  é a taxa de juros real esperada;  $\gamma$  é o parâmetro de suavização da taxa de juros;  $r_t^*$  é a taxa de juros de equilíbrio (ou neutra);  $\theta$  é o parâmetro de realimentação da política;  $\pi_{t+j}$  é a inflação entre  $t+j$  e  $t+j-1$ ; e  $\pi_t^*$  é a meta de inflação. A regra (8) é uma pequena modificação da proposta de Batini e Haldane, que utilizam  $E_t \pi_{t+j}$  ao invés de  $E_{t-1} \pi_{t+j}$ . Uma política que siga a regra (8), reage às previsões de inflação futura. Note que como previsões são baseadas na informação passada e presente, essas regras não são mais forward-looking que as regras backward-looking. No entanto, previsões de inflação dependem de outras variáveis, além da inflação (se essas variáveis forem previsores úteis para a inflação) e por isso a regra forward pode funcionar melhor.

Examinaremos também o caso particular da regra acima em que  $j$  é  $-1$ , o que resulta na tradicional regra de Taylor:

$$r_t = \gamma r_{t-1} + (1 - \gamma) r_t^* + \theta [\pi_{t-1} - \pi_t^*] + \varphi h_{t-1} \quad (9)$$

Ball [3] argumenta, no contexto de um pequeno modelo estrutural aberto e backward-looking, que a inclusão da taxa de câmbio na regra monetária aumentaria a sua eficiência. Consideraremos também este tipo de regra, que tem a forma:

$$\tilde{r}_t = \gamma r_{t-1} + (1 - \gamma) r_t^* + \theta [(\pi_{t-1} - \pi_t^*) - \mu q_{t-1}] + \varphi h_{t-1} \quad (10)$$

Cada regra monetária acima, em conjunto com (1),(5) e (7) constitui-se num dos sistemas de equações lineares de diferença estocásticas com expectativas racionais que serão estudados nas próximas seções<sup>11</sup>.

Para tornar possível a comparação entre regras, experimentamos um mesmo conjunto de parâmetros de política ( $\gamma$ ,  $\theta$ ,  $\varphi$ ) para regras diferentes. Fizemos  $\varphi$  e  $\theta$  variarem de 0 a 2,5 com passos de 0,25 para todas as regras. Em relação ao parâmetro de alisamento da taxa de juros testamos somente três valores,  $\gamma$ : 0, 0,5 e 1, pois existe evidência de que para a função objetivo que estamos utilizando valores diferentes de zero tendem a piorar a performance das regras. Nas regras de que utilizam previsões de inflação futura utilizamos leads que vão de zero a 10 períodos, com intervalos de 1. Ao todo foram 4719 regras testadas: 363 parametrizações da regra de Taylor, 363 da regra de Ball e 3993 da regra que utiliza previsões de inflação.

---

<sup>11</sup>Note que a curva LM não foi sequer apresentada, pois o mecanismo de transmissão depende diretamente da taxa de juros, e não da quantidade de moeda, o que torna desnecessário explicitá-la. Obviamente, a quantidade de moeda se ajusta para satisfazer a demanda induzida pela taxa de juros nominal fixada pela regra monetária.

### 3 Solução do Modelo

Nesta seção abordamos o método de solução empregado. Todo modelo estrutural multivariado com expectativas racionais pode ser escrito na forma:

$$\sum_{i=0}^{n_1} \sum_{j=0}^{n_2} M_{ij} E_{t-i} [x_{t+j-i}] = v_t; \quad (11)$$

onde:  $M_{ij}$  são as matrizes de coeficientes e  $x_t$  o vetor de variáveis;  $E_{t-i} [\cdot]$  é a esperança condicionada a informação disponível na data  $t - i$ , e  $v_t$  é um vetor aleatório com componentes serialmente não correlacionados. Incluso no vetor  $x$  estão além das variáveis endógenas, variáveis exógenas aos agentes, mas que sigam alguma regra de movimento, como acontece com algumas variáveis de política ou choques aleatórios exógenos. O vetor  $v$  conterà apenas as variáveis determinadas fora do sistema, como variáveis de política não endogenizadas e que não apresentem nenhuma correlação serial, ou como inovações nas variáveis de política ou nos choques aleatórios exógenos.

O método mais difundido para solução de modelos lineares de diferenças finitas estocásticas sob expectativas racionais é o de Blanchard e Kahn [9] que propõe a construção de um sistema da forma:

$$\begin{bmatrix} P_{t+1} \\ E_t [J_{t+1}] \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} P_t \\ J_t \end{bmatrix} + B \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}; \quad (12)$$

onde:  $P_t$  é o vetor que contém as variáveis pré-determinadas em  $t$ ,  $J_t$  é o vetor de variáveis endógenas em  $t$ .

Embora de uso generalizado, o método apresentava algumas limitações que foram eliminadas por aprimoramentos como Binder e Pesaran [6], King e Watson [18] e [19], Klein [20], ou Sims [28]. Exceto por Sims [28], que tem uma abordagem distinta<sup>12</sup>, os outros três dão um tratamento semelhante ao de Blanchard e Kahn [9].

Duas questões que surgem tão logo se compare (11) a (12) são: (i) como transformar um sistema que relacione vários períodos como em (11) num sistema de apenas 2 períodos como em (12)?; e, conseguida tal transformação, (ii) o que garante que a matriz multiplicando o vetor em  $t + 1$  é uma matriz identidade (quer dizer, era uma matriz que pôde ser invertida)?

Binder e Pesaran [6] mostram que, dado o modelo estrutural multivariado de expectativas racionais (11) podemos definir:

---

<sup>12</sup>A abordagem de Sims consiste em tratar a esperança condicional e o erro de expectativa associado como variáveis endógenas adicionais, e acrescentar ao sistema uma equação definindo o erro de expectativa.

$$y_t = \begin{pmatrix} x_t \\ E_t[x_{t+1}] \\ \vdots \\ E_t[x_{t+n_2}] \end{pmatrix}, u_t = \begin{pmatrix} v_t \\ 0_{px1} \\ \vdots \\ 0_{px1} \end{pmatrix}, \Gamma_0 = \begin{pmatrix} M_{00} & M_{01} & \cdots & M_{0n_2} \\ 0_p & I_p & \cdots & 0_p \\ & & \ddots & \\ 0_p & 0_p & \cdots & I_p \end{pmatrix},$$

$$\Gamma_i = \begin{pmatrix} M_{i0} & M_{i1} & \cdots & M_{in_2} \\ 0_p & 0_p & \cdots & 0_p \\ & & \ddots & \\ 0_p & 0_p & \cdots & 0_p \end{pmatrix}, \Gamma_{-1} = \begin{pmatrix} 0_p & 0_p & \cdots & 0_p & 0_p \\ -I_p & 0_p & \cdots & 0_p & 0_p \\ & & \ddots & & \\ 0_p & 0_p & \cdots & -I_p & 0_p \end{pmatrix},$$

e representar (11) na forma:

$$\sum_{i=0}^{n_1} \Gamma_i y_{t-i} + \Gamma_{-1} E_t[y_{t+1}] = u_t. \quad (13)$$

Utilizando o sistema (13) acima, a reduao a um sistema da primeira ordem e obtida definindo:

$$z_t = \begin{pmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-n_1+1} \end{pmatrix}, \Lambda_0 = \begin{pmatrix} \Gamma_0 & \Gamma_1 & \cdots & \Gamma_{n_1-1} \\ 0_{(n_2+1)p} & I_{(n_2+1)p} & \cdots & 0_{(n_2+1)p} \\ & & \ddots & \\ 0_{(n_2+1)p} & 0_{(n_2+1)p} & \cdots & I_{(n_2+1)p} \end{pmatrix},$$

$$\Lambda_1 = \begin{pmatrix} 0_{(n_2+1)p} & 0_{(n_2+1)p} & \cdots & 0_{(n_2+1)p} & \Gamma_{n_1} \\ -I_{(n_2+1)p} & 0_{(n_2+1)p} & \cdots & 0_{(n_2+1)p} & 0_{(n_2+1)p} \\ & & \ddots & & \\ 0_{(n_2+1)p} & 0_{(n_2+1)p} & \cdots & -I_{(n_2+1)p} & 0_{(n_2+1)p} \end{pmatrix},$$

$$\Lambda_{-1} = \begin{pmatrix} \Gamma_{-1} & 0_{(n_2+1)p} & \cdots & 0_{(n_2+1)p} \\ 0_{(n_2+1)p} & 0_{(n_2+1)p} & \cdots & 0_{(n_2+1)p} \\ & & \ddots & \\ 0_{(n_2+1)p} & 0_{(n_2+1)p} & \cdots & 0_{(n_2+1)p} \end{pmatrix}, \tilde{u}_t = \begin{pmatrix} u_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix},$$

e observando que:

$$z_t = -\Lambda_0^{-1} \Lambda_1 z_{t-1} - \Lambda_0^{-1} \Lambda_{-1} E_t[z_{t+1}] + \Lambda_0^{-1} \tilde{u}_t \quad (14)$$

e equivalente a (13).

Finalmente, define-se  $\tilde{z}_t = \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ z_t \end{bmatrix}$  e reescreve-se (14) como:

$$\begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & \Lambda_0^{-1} \Lambda_{-1} \end{bmatrix} E_t[\tilde{z}_{t+1}] = \begin{bmatrix} 0 & I \\ -\Lambda_0^{-1} \Lambda_1 & -I \end{bmatrix} \tilde{z}_t + \begin{bmatrix} 0 \\ \Lambda_0^{-1} \tilde{u}_t \end{bmatrix} \quad (15)$$

ou simplesmente:

$$CE_t[\tilde{z}_{t+1}] = D\tilde{z}_t + \tilde{w}_t, \quad (16)$$

que tem a forma de (12), sendo  $C$  inversível por construção.

No nosso caso específico, aparecerão apenas as esperanças condicionais a  $t$  e a  $t - 1$ , o que significa que (13) se reduz a:

$$\Gamma_0 y_t + \Gamma_1 y_{t-1} - u_t = -\Gamma_{-1} E_t[y_{t+1}], \quad (17)$$

e a transformação efetuada em (15) pode ser antecipada. Em (17), definimos

$\tilde{y}_t = \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_t \end{bmatrix}$  e reescrevemos como:

$$\begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & -\Gamma_{-1} \end{bmatrix} E_t[\tilde{y}_{t+1}] = \begin{bmatrix} 0 & I \\ \Gamma_1 & \Gamma_0 \end{bmatrix} \tilde{y}_t + \begin{bmatrix} 0 \\ -u_t \end{bmatrix}$$

ou

$$CE_t[\tilde{y}_{t+1}] = D\tilde{y}_t + \tilde{u}_t. \quad (18)$$

que pode ser resolvido pelos métodos propostos por Binder e Pesaran [6], King e Watson [18] [19], Klein [20], ou mesmo Blanchard e Kahn [9].

Neste trabalho, optou-se pela abordagem de Klein [20], que resolve o sistema (11) por autovalores-autovetores generalizados na forma Schur, após colocá-lo na forma recursiva (18). Dados  $C$  e  $D$  de (18), é possível uma decomposição  $QZ$  da qual resultam  $Q$ ,  $Z$ ,  $S$  e  $T$  tais que:

$$Q'SZ' = C \quad e \quad Q'TZ' = D;$$

sendo que  $S$  e  $T$  podem ser arranjadas de modo que os autovalores generalizados estáveis ( $t_{ii}/s_{ii} < 1$ ) apareçam na parte superior e os autovalores generalizados instáveis ( $t_{ii}/s_{ii} > 1$ ) na parte inferior.

(18) pode ser reescrita como:

$$SZ'E_t[\tilde{y}_{t+1}] = TZ'\tilde{y}_t + Q\tilde{u}_t. \quad (19)$$

o que permite a definição de  $n_t = Z'\tilde{y}_t$ .

Se o sistema tiver tantos autovalores instáveis quanto variáveis endógenas, (19) fica com a forma:

$$\begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ 0 & S_{22} \end{bmatrix} \left( E_t \begin{bmatrix} n_{t+1}^s \\ n_{t+1}^u \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} T_{11} & T_{12} \\ 0 & T_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} n_t^s \\ n_t^u \end{bmatrix} + Q\tilde{u}_t. \quad (20)$$

e consegue-se desacoplar o sistema. Como  $S_{11}$  e  $T_{22}$  são inversíveis por construção,  $n^u$  fica independente de  $n^s$  e a parte inferior do sistema pode ser resolvida “para frente”. Uma vez obtidas as séries de  $n^u$ ,  $n^s$  pode ser obtida a partir da data inicial de interesse. Como  $\tilde{y}_t = Zn_t$ , a solução final fica:

$$y_t = (Z_{11}S_{11}^{-1}T_{11}Z_{11}^{-1})y_{t-1} - Lu_t; \quad (21)$$

onde  $L = Z_{11}S_{11}^{-1} \{-T_{11}Z_{11}^{-1}Z_{12}(-T_{22}^{-1}Q_{22}) + [T_{12}(-T_{22}^{-1}Q_{22}) + Q_{12}]\}$ .

É importante notar que para que exista uma solução estável, o bloco superior esquerdo  $Z_{11}$  da matriz  $Z$  deve ser não-singular<sup>13</sup>.

## 4 Dados, estimação e calibração

Os dados utilizados são o Produto Interno Bruto dessazonalizado, o índice de preços ao consumidor (IPCA) e o índice de câmbio real efetivo (uma ponderação dos 15 maiores parceiros comerciais brasileiros) obtidos no IPEADATA. A taxa de juros escolhida é a taxa ANBID do CDB pré-fixado de 30 dias calculado pela ANDIMA<sup>14</sup>. A proxy utilizada para o produto potencial foi calculada por uma tendência quadrática ajustada, como tem sido usual em aplicações empíricas<sup>15</sup>.

Os sistemas foram estimados para o período 1994:3 a 2001:2, pois ao nosso ver houve uma mudança estrutural com o Plano Real, especialmente no que diz respeito à curva de Phillips.

### 4.1 O problema da estimação

Modelos do tipo em estudo não são de estimação trivial. Além de serem modelos de equações simultâneas com expectativas racionais, as expectativas aparecem nas equações sob conjuntos de informação diferentes. Adicionalmente, as relações econômicas podem implicar um grande número de restrições sobre os parâmetros.

Como estamos interessados em abordar aspectos relacionados à reação da economia a mudanças de regime, bem como à efetividade de regras monetárias alternativas, não é adequado proceder a direta estimação, simplesmente substituindo as expectativas pela realização futura da variável ( $E_{t-1}[x_{t+j}]$  por  $x_{t+j}$ ). É importante modelar explicitamente as expectativas. Uma possibilidade é usar diretamente séries de expectativas do mercado a respeito das variáveis (ver Roberts [25]). A outra é resolver o modelo com expectativas racionais por um dos

<sup>13</sup>Exposições mais detalhada da forma recursiva de Binder e Pesaran e da solução do sistema de equações a diferenças estocástico com expectativas racionais pela forma Schur generalizada podem ser encontradas em Binder e Pesaran [6] e em Klein [20].

<sup>14</sup>Fazemos uma simplificação teórica importante, pois a autoridade monetária controla a taxa Selic e com isso influencia as taxas mais longas. Futuras pesquisas devem incorporar em um modelo estrutural a estrutura a termo da taxa de juros.

<sup>15</sup>Recentemente, alguns trabalhos (ver Gali e Gertler [17]) têm questionado o uso de procedimentos como Hodrick-Prescott, ou uma função quadrática do tempo ajustada, para o cálculo do produto potencial no contexto Novo Keynesiano deste trabalho. Contudo, devido ao incipiente estágio da discussão, optamos por seguir a prática atual.

métodos usuais e estimá-lo utilizando a técnica adequada correspondente, como em McCallum [21], Wallis [34] ou Wickens [35]<sup>16</sup>.

A falta de séries de expectativas do mercado motivou a hipótese de expectativas racionais abordadas pelo método dos erros em variáveis (error-in-variables) e a subsequente estimação por mínimos quadrados em três estágios (3SLS). O método dos erros em variáveis tem a vantagem de impor restrições mais simples que o método da substituição. Além disso, como temos um sistema com expectativas forward-looking, a substituição da expectativa da variável futura pela soma da sua realização e um erro de expectativa impõe uma solução estável. A estimação por 3SLS é consistente, como mostrado em Wickens [35].

A estratégia adotada foi eliminar  $E_t(\Delta q_{t+1})$  e  $E_{t-1}(\pi_t)$  de (5) e (1) e obter um subsistema de 2 equações com expectativas forward-looking das duas variáveis endógenas ( $E_t(h_{t+1})$  e  $E_t(\pi_{t+1})$ ). Para eliminar  $E_t(\Delta q_{t+1})$ , utilizamos a paridade descoberta (7). Para eliminar  $E_{t-1}(\pi_t)$ , substituímos (7) defasada em (5) defasada, explicitamos  $E_{t-1}(\pi_t)$  na equação resultante, e substituímos tal expressão em (1), obtendo o subsistema:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 E_t(h_{t+1}) + \alpha_3 \left( \frac{1}{1 + \mu} \right) i_{t-1} \quad (22)$$

$$- \frac{\alpha_3}{(1 + \mu) \chi_1} \left\{ \begin{array}{l} \pi_{t-1} - (1 - \chi_1) \pi_{t-2} - \chi_2 [h_{t-1} + h_{t-2}] \\ -\mu (1 - \chi_1) \Delta q_{t-1} + [\mu \chi_1 \varepsilon_{3t-1} - \varepsilon_{4t-1}] \end{array} \right\} + \alpha_4 q_{t-1} + \varepsilon_{1t};$$

e

$$\pi_t = \chi_0 + \chi_1 (1 + \mu) E_t(\pi_{t+1}) + (1 - \chi_1) \pi_{t-1} + \chi_2 [h_t + h_{t-1}] + \quad (23)$$

$$\mu [(1 - \chi_1) \Delta q_t - \chi_1 i_t] - [\mu \chi_1 \varepsilon_{3t} - \varepsilon_{4t}];$$

no qual apenas as expectativas  $E_t(h_{t+1})$  e  $E_t(\pi_{t+1})$  têm impacto sobre as variáveis presentes. Ainda para a estimação, foram acrescentados os interceptos  $\alpha_0$  e  $\chi_0$ .

Por causa da possibilidade de correlação serial dos erros, os instrumentos devem ser variáveis determinadas antes da expectativa. Variáveis endógenas defasadas não são admissíveis. Apenas variáveis exógenas são candidatos legítimos.

Como uma corrente expressiva de economistas acredita que a economia é backward-looking, estimamos uma versão backward-looking do modelo, restringindo os coeficientes forward-looking  $\alpha_2$  e  $\chi_1$  a serem zero. Porque ambas restrições têm implicações importantes para a dinâmica das variáveis, decidimos trabalhar também com a versão backward-looking. O subsistema backward é mais simples, pois temos apenas uma expectativa:

$$h_t = \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_3 [i_{t-1} - E_{t-1} \pi_t] + \alpha_4 q_{t-1} + \varepsilon_{1t}; \quad (24)$$

---

<sup>16</sup>Blake[8] faz um resumo abrangente da estimação de modelos com expectativas racionais.

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \chi_2 [h_t + h_{t-1}] + \mu \Delta q_t + \varepsilon_{4t}. \quad (25)$$

Os sistemas (22)-(23) e (24)-(25) foram estimados para o período 1994:3 a 2001:2 por 3SLS, utilizando como instrumentos uma dummy para a mudança de regime cambial em janeiro de 1999, uma tendência para o PIB dessazonalizado, e a primeira e segunda defasagens da variação do salário nominal, do nível de desemprego, da taxa de juros ( $i_{t-1}$ ,  $i_{t-2}$ ) e do índice de câmbio real ( $q_{t-1}$  e  $q_{t-2}$ ). A Tabela 1 abaixo reporta as estimativas para as versões forward-looking e backward-looking. O parâmetro  $\phi$  não foi estimado, mas calculado das contas nacionais como aproximadamente 0,95, o que implica o  $\mu$  reportado abaixo.

**Tabela 1:** Estimativa dos Parâmetros

<b>Param.</b>	<b>For. Estim.</b>	<b>Back. Estim.</b>
$\alpha_0$	0,00 (1,14)	0,01 (1,98)
$\alpha_1$	0,57 (4,29)	0,64 (5,11)
$\alpha_2$	0,35 (2,61)	0
$\alpha_3$	-0,20 (-2,86)	-0,28 (-3,82)
$\alpha_4$	-0,01 (-1,35)	-0,01 (-0,84)
$\chi_0$	0,00 (1,15)	0,00 (-0,40)
$\chi_1$	0,69 (3,93)	0
$\chi_2$	0,09 (0,66)	0,10 (0,67)
$\mu$	0,1	0,1

As estimativas obtidas explicitam algumas peculiaridades comuns às estimativas do modelo forward e backward. O coeficiente da taxa de juros  $\alpha_3$  é estatisticamente significativo e sua magnitude indica que a taxa de juros tem um efeito importante sobre o nível de atividade. Entretanto, o coeficiente do câmbio

na IS tem magnitude praticamente nula, sinal trocado e não é significativamente diferente de zero. O coeficiente do produto na curva de Phillips ( $\chi_2$ ) tem magnitude mais expressiva, mas não é significativamente diferente de zero. Este último resultado é preocupante, pois o efeito do nível de atividade sobre a inflação é uma parte importante do mecanismo de transmissão da política monetária.

O modelo forward-looking estimado é bastante forward-looking, pois a IS atribui peso significativo (0,35) ao coeficiente da expectativa do hiato futuro e a curva de Phillips um peso mais alto ainda (0,69) na expectativa de inflação futura. Interpretamos o alto grau de forward-lookingness da Phillips como sendo resultante da flexibilidade do mercado de trabalho brasileiro, o que é consistente com a origem do coeficiente  $\chi_1$  na equação de salários do modelo. Este coeficiente é também interpretado em outros trabalhos como refletindo o grau de credibilidade da política (Bogdanski et al. [12]), o que levaria ao questionamento do resultado obtido.

Na estimação backward-looking, os coeficientes do juro na IS ( $\alpha_3$ ) e o do hiato do produto na curva de Phillips ( $\chi_2$ ) aumentaram ligeiramente, embora este último continue não significativo. Tanto o alto nível de significância estatística do juro na IS, quanto o baixo nível de significância estatística do hiato do produto na curva de Phillips são compatíveis com resultados dos estudos brasileiros de Andrade e Divino [2] e Pastore e Pinoti [24]<sup>17</sup>, que utilizam modelos backward-looking. As principais diferenças destes modelos para o nosso é que Andrade e Divino [2] utilizam defasagem do hiato do produto de um mês e Pastore e Pinoti [24] utilizam dados que precedem o Plano Real (desde 1980).

## 4.2 Calibração

Fizemos duas calibrações, uma forward-looking e outra backward-looking, com base nas estimações correspondentes. Em ambas as versões, igualamos a zero o coeficiente do câmbio na IS ( $\alpha_4$ ). A tabela 2 mostra as calibrações com que trabalhamos. Para efeito de comparação incluímos também a calibração de Batini e Haldane [5] para a Inglaterra. Esperamos que o grau de confiança nestes parâmetros para a Inglaterra seja maior, pois a economia além de não ter sofrido quebra estrutural recente teve uma experiência mais longa de metas de inflação.

As principais diferenças entre as nossas calibrações para o Brasil e a de Batini e Haldane [5] para a Inglaterra são que na calibração inglesa o câmbio e o juro têm um impacto mais expressivo na IS, e o produto e o câmbio têm um efeito maior na curva de Phillips. O menor impacto do câmbio no Brasil é esperado, pois a nossa economia é muito mais fechada. O menor impacto do produto na Phillips pode ser devido à uma parcela importante de preços administrados, conforme argumentado e modelado explicitamente por Bogdanski et al. [11]. A nossa curva de Phillips forward-looking é muito mais forward-looking que a versão

---

<sup>17</sup>Este trabalho não estima curva de Phillips.

inglesa, o que pode ser interpretado como resultante da maior flexibilidade salarial do Brasil.

**Tabela 2:** Calibração dos Parâmetros

Param.	For. Calib.	Back. Calib.	B&H Calib.
$\alpha_1$	0,57	0,64	0,8
$\alpha_2$	0,35	0	0
$\alpha_3$	-0,20	-0,28	-0,5
$\alpha_4$	0	0	0,2
$\chi_1$	0,69	0	0,2
$\chi_2$	0,09	0,10	0,2
$\mu$	0,1	0,1	0,5

## 5 Regras Eficientes

Suponha que o objetivo da autoridade monetária seja minimizar as flutuações indesejáveis da inflação e do produto, pela escolha de uma seqüência de taxas de juros reais esperadas. Isto é:

$$\min_{\{r_i\}_{i=0}^T} E_0 \sum_{i=1}^T [\lambda (\pi_i - \pi_i^*)^2 + (1 - \lambda) (h_i)^2]; \quad (26)$$

onde:  $r_t = [i_t - E_t \pi_{t+1}]$  é a taxa de juros real esperada e  $\pi^*$  é a meta de inflação. A solução para este problema é uma regra monetária eficiente <sup>18</sup>.

Devido a dificuldade de se encontrar uma solução analítica para este problema e à incerteza quanto ao modelo da economia <sup>19</sup>, adotamos a estratégia de restringir o nosso universo às 4719 regras mencionadas acima e comparar as suas performances para as versões forward e backward, de acordo com a função

<sup>18</sup>Discussões sobre o dilema entre discricção ou regra no contexto da política monetária podem ser encontradas em Blinder [10] (informal), Taylor [31], Taylor [33] (evidência histórica) e Clarida, Gali & Gertler[14].

<sup>19</sup>Como veremos abaixo, diante da incerteza em relação ao modelo correto, deve ser preferível a adoção de regras que não são ótimas para nenhum dos modelos.

objetivo acima. Fazendo  $r^*$  e  $\pi^*$  constantes, implementamos a comparação de acordo com o seguinte critério amostral:

$$\min_{\{r_i\}_{i=0}^T} \lambda \overline{var}(\pi) + (1 - \lambda) \overline{var}(h); \quad (27)$$

onde  $\overline{var}(x)$  é a variância média da seqüência  $\{x_i\}_{i=0}^T$ ; e calculamos a fronteira eficiente da variância da inflação e do produto para cada modelo, fazendo  $\lambda$  variar entre 0 e 1. Nas simulações que se seguem, calculamos a variância média da inflação e do produto resultantes do conjunto de 4719 regras monetárias mencionadas acima para os modelos forward-looking e backward-looking. Os valores reportados são a média de 100 replicações de 200 períodos ( $T = 200$ )<sup>20</sup>.

Simulações estocásticas requerem a definição de um modelo de distribuição dos choques aleatórios, o que apresenta uma série de problemas. Se por um lado o modelo estrutural básico não possui estrutura dinâmica suficiente para que os resíduos estimados sejam medidas legítimas dos choques, por outro a metodologia VAR impõe uma ortogonalidade dos distúrbios primitivos que gostaríamos de evitar. As simulações abaixo foram efetuadas sob a hipótese simplificadora de que os distúrbios do modelo estrutural são i.i.d.<sup>21</sup>.

As figuras 1 e 3 abaixo mostram as nuvens de regras correspondentes aos modelos forward-looking e backward-looking no espaço de variâncias do produto e da inflação<sup>22</sup>. As figuras 2 e 4, que mostram as fronteiras eficientes para estes modelos, foram calculadas fazendo  $\lambda$  variar entre 0 e 1 com incrementos de 0,1. Utilizamos a notação  $R(j, \theta, \varphi, \gamma)$  para identificar a regra, onde:  $R$  denota o tipo de regra ( $R \in \{F, T, B\}$  respectivamente para (8), (9) ou (10)),  $j$  o lead ( $j = -1, 0, 1, \dots, 10$ ),  $\theta$  a reação à inflação ( $\theta \in [0; 2, 5]$ ),  $\varphi$  a reação ao hiato de produto ( $\varphi \in [0; 2, 5]$ ) e  $\gamma$  o fator de suavização ( $\gamma \in [0; 1]$ ). Adicionalmente nas figuras 2 e 4, a partir da regra ótima para  $\lambda = 0, 5$ , mostramos o efeito da variação de cada um dos parâmetros  $j, \theta$  e  $\varphi$ , mantendo-se os outros fixos.

<sup>20</sup>Como McCallum & Nelson [22], rodamos simulações de 253 períodos e ignoramos os primeiros 53 para abstrair do problema de violação inicial das restrições implicadas pela solução do sistema.

<sup>21</sup>O caso de choques correlacionados, segundo a abordagem de Black et al. [7], também foi simulado mas não apresentou resultados qualitativamente diferentes. Para uma comparação das duas estruturas de choques, referimos o leitor ao Ensaio Econômico EPGE/FGV n.410 de mesmo título, disponível em <http://www.fgv.br/epge/home/publi/ensaios/arquivo/410.pdf>.

<sup>22</sup>Na verdade, as figuras 1 e 3 mostram a parte sudoeste das nuvens, que é a região de interesse do estudo.

## 5.1 A Economia Forward-looking

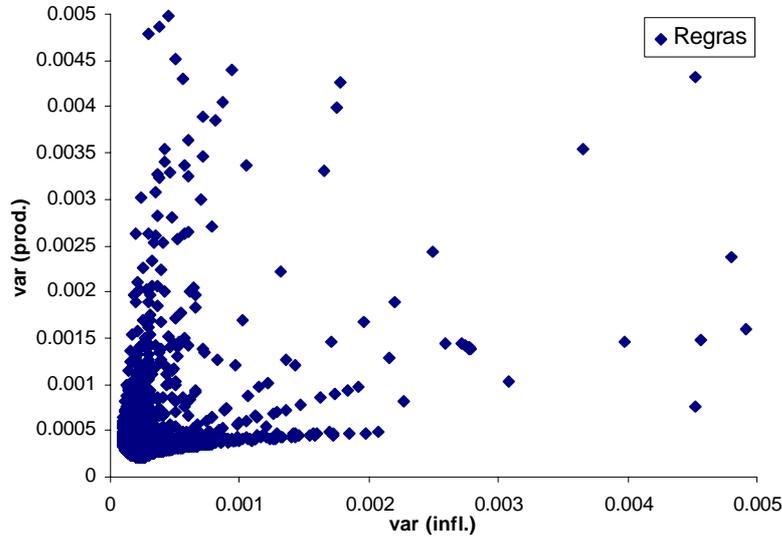


Figura 1: Nuvem de regras para a versão Forward

A figura 1 mostra que para o modelo forward-looking muitas regras monetária estão associadas a variâncias pequenas de inflação e produto. A fronteira na figura 2 mostra que as regras eficientes em geral são pouco forward-looking, pois são regras de Taylor, de Ball, ou forward com lead pequeno (até  $j = 3$ ). Em geral, as regras eficientes têm um peso maior na inflação do que no produto. De fato, o peso na inflação é o máximo entre os testados ( $\theta = 2, 5$ ) para a maioria das regras eficientes. Observe também que só a regra ótima quando a preocupação exclusiva é a inflação ( $\lambda = 1$ ) embute algum alisamento da taxa de juros ( $\gamma = 0, 5$ ). Para se deslocar sobre a fronteira entre a preocupação exclusiva com a inflação ( $\lambda = 1$ ) e uma preocupação razoável com o produto ( $\lambda = 0, 4$ ) a autoridade monetária deve aumentar  $\varphi$  e reduzir  $\theta$ . Já a partir deste ponto até a preocupação exclusiva com o produto ( $\lambda = 1$ ), deve-se alongar o horizonte  $j$ .

As figuras 2.A e 2.B demonstram o efeito da variação de  $j$ ,  $\theta$  e  $\varphi$ , a partir de  $T(-1; 1, 25; 1, 5; 0)$ . Uma redução de  $\theta$  inicialmente causa um crescimento de  $var(infl.)$  e diminuição de  $var(prod.)$ . Reduzindo-se  $\theta$  aquém de 0,25 aumenta não só a variância da inflação, mas a do produto também.

As figuras mostram que o efeito da variação de  $\varphi$  na variância de produto também não é monótono. Partindo de  $\varphi = 0$ , a variância do produto decresce até  $\varphi = 2$  e volta a crescer a partir daí. Um aumento de  $\varphi$  tem efeito positivo na variância da inflação, mesmo após a inflexão.

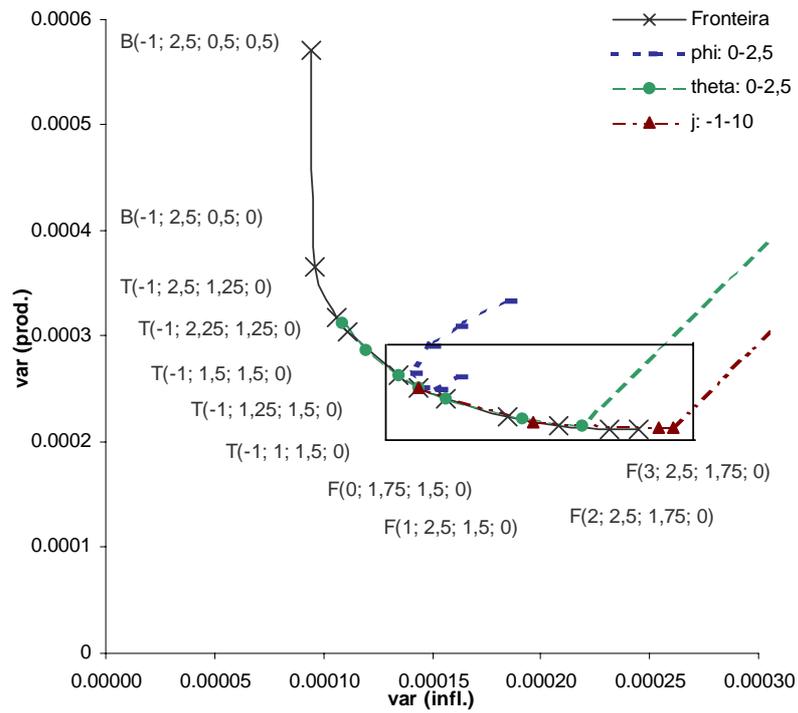


Figura 2.A: Fronteira da versão Forward

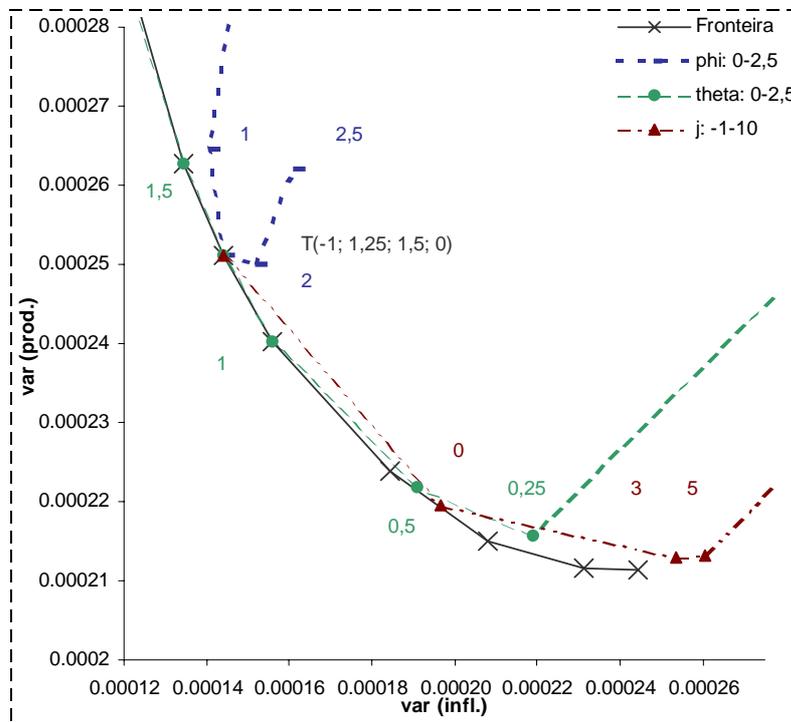


Figura 2.B: Ampliação da fronteira da versão Forward

O aumento de  $j$  é efetivo para reduzir as flutuações do produto até  $j = 5$ , embora se dê sempre as custas de um aumento da volatilidade da inflação. O alongamento do horizonte a partir deste ponto causa aumento da volatilidade de ambas as variáveis. Para  $j > 6$ , o sistema é instável. Fica claro que se um horizonte curto causa “muita” resposta aos choques na inflação corrente, um horizonte longo demais causa “pouca” resposta aos choques e pode ser desestabilizador.

## 5.2 A Economia Backward-looking

Na figura 3, a nuvem de regras para o modelo backward-looking está mais a sudeste que no modelo forward-looking (figura 1). Relativamente à economia forward-looking, isso significa que uma política monetária eficiente para estabilizar o produto é mais bem sucedida do que uma regra eficiente para este objetivo na economia forward-looking. Por outro lado uma regra eficiente para estabilizar a inflação, não tem o mesmo sucesso que uma regra eficiente para este fim na economia forward-looking. A figura 4 mostra que, em geral, as regras ótimas são forward-looking para o modelo backward-looking, conclusão a que também chegaram Batini e Haldane [5]. O lead é pequeno quando o objetivo é minimizar a variância da inflação, mas aumenta quando o peso na variância do produto é maior. O peso no produto das regras eficientes varia pouco, mas o peso na inflação aumenta monotonamente entre o mínimo ( $\theta = 0$ ), quando o peso na variância da inflação é zero ( $\lambda = 0$ ), e o máximo testado ( $\theta = 2,5$ ) quando o peso na inflação é 0,8. Todas as regras dão peso nulo ao alisamento dos juros. Novamente, para  $\lambda > 0,9$  as regras eficientes são do tipo preconizado por Ball [3].

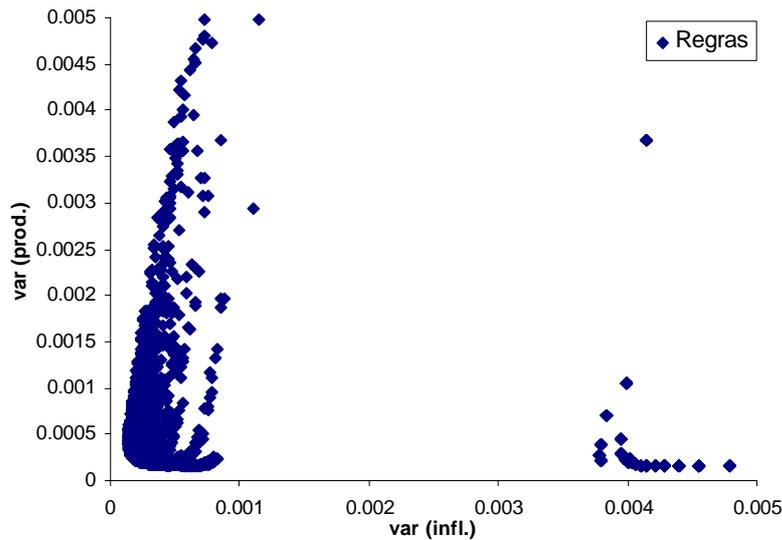


Figura 3: Nuvem de regras para a versão Backward

Os exercícios de variação de parâmetros a partir da regra ótima para  $\lambda = 0,5$ ,  $F(4; 2; 1; 0)$ , confirmam a impressão que se tem na figura 3, de que um número grande de regras está perto da fronteira. Nas figuras 4A e 4B as linhas construídas a partir da variação de cada parâmetro estão sempre muito próximas à linha da fronteira. A única exceção é o efeito da variação de  $\varphi$ , que tem um intervalo pequeno de otimalidade (de 0,75 a 1,25). Partindo de  $\varphi = 0$ , a variância do produto decresce até  $\varphi = 1,5$ , voltando a crescer a partir daí. Se alguma preocupação com o produto contribui diretamente para a redução da sua variância, uma reação muito violenta tem efeitos contrários.

Um aumento de  $j$  ou uma redução de  $\theta$  causam um aumento da variação da inflação e uma redução da variação do produto, praticamente tangenciando a fronteira. O efeito do aumento de  $j$  deve-se ao fato de que a autoridade monetária, ao reagir à expectativa da inflação futura, tenta evitar que esta se desvie da meta. Na medida em que muitos dos choques presentes já terão sido amortecidos pela economia na data de monitoramento, uma regra forward reage menos que uma regra backward. Consequentemente, a menor volatilidade das taxa de juros resulta em menor variação do hiato. O efeito de uma redução de  $\theta$  é mais óbvio, pois ao implicar uma reação mais suave a choques inflacionários, gera menor variação dos juros e consequentemente do hiato. Por conseguinte o resultado comum se explica pelo sistema ficar menos reativo aos desvios da inflação de curto prazo, causando menor variação de produto.

A comparação dos resultados do modelo forward-looking com o modelo backward-looking nos permite chegar a algumas conclusões. Como podemos notar da comparação das fronteiras, se a economia for forward-looking é possível se atingir um grau de estabilidade inflacionária maior. Uma outra diferença, apontada por Batini e Haldane [5] é que se a economia é forward-looking a regra ótima é mais backward-looking que se a economia for backward-looking. Estes resultados podem ser compreendidos a partir das diferenças na transmissão da política monetária nas economias forward-looking e backward-looking. Na economia backward-looking, a defasagem do efeito do juros na inflação faz com que não valha a pena reagir a choques temporários na inflação, pois os efeitos desta reação acontecerão depois do choque ser dissipado. Já na economia forward-looking, a maior rapidez na transmissão da política monetária permite que tais choques temporários sejam neutralizados, e como consequência, a reação a eles pode ser estabilizadora. De forma similar, podemos racionalizar o menor peso que as regras eficientes do modelo backward-looking dão à inflação.

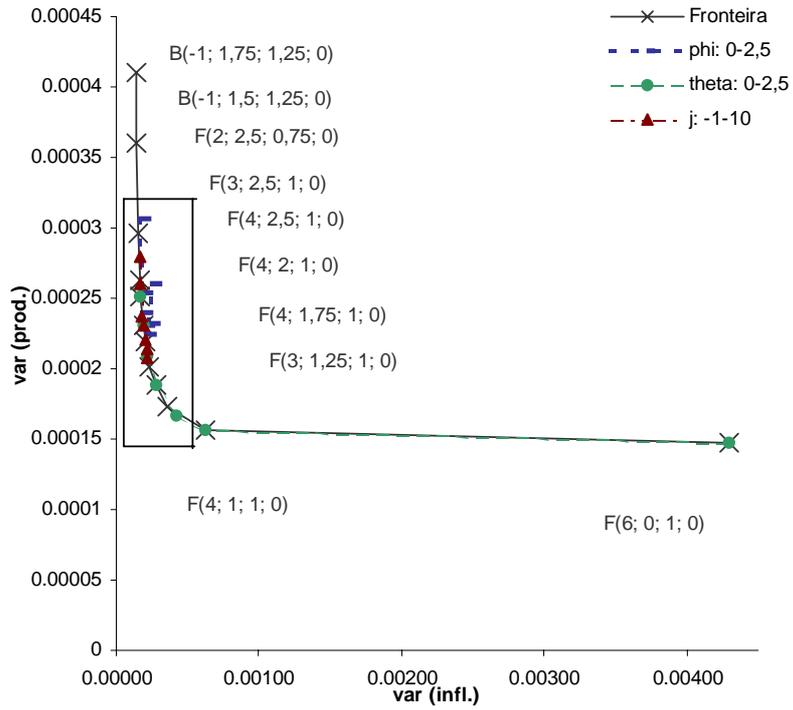


Figura 4.A: Fronteira da versão Backward

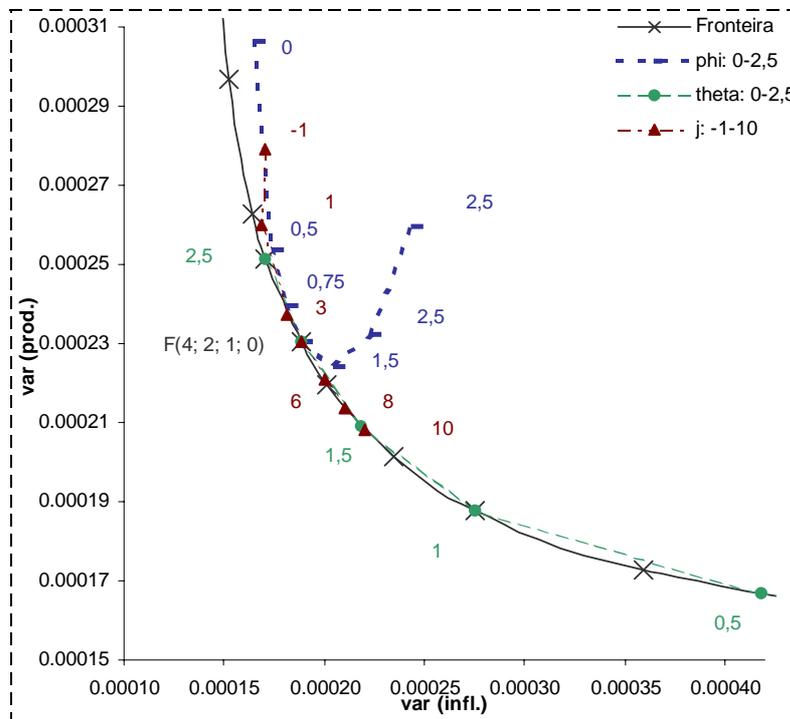


Figura 4.B: Ampliação da fronteira da versão Backward

## 5.2.1 Regras Robustas

**Tabela 3:** Colocação segundo o critério da equação (28)

Posição	Regra $R(j; \theta; \varphi; \gamma)$	Eficiência
<b><math>\lambda = 0</math></b>		
1	F( 10; 0,25; 1,5; 0 )	1,0000
2	F( 9; 0,25; 1,5; 0 )	1,0002
3	F( 8; 0,25; 1,5; 0 )	1,0005
4	F( 5; 0,25; 1,5; 0 )	1,0007
5	F( 7; 0,25; 1,5; 0 )	1,0008
6	F( 6; 0,25; 1,5; 0 )	1,0008
7	F( 4; 0,25; 1,5; 0 )	1,0008
8	F( 3; 0,25; 1,5; 0 )	1,0016
9	F( 0; 0,25; 1,5; 0 )	1,0024
10	F( 2; 0,25; 1,5; 0 )	1,0029
11	F( 1; 0,25; 1,5; 0 )	1,0036
12	F( 10; 0,25; 1,25; 0 )	1,0036
13	F( 9; 0,25; 1,25; 0 )	1,0038
14	T( -1; 0,25; 1,5; 0 )	1,0039
15	F( 0; 0,25; 1,25; 0 )	1,0039
16	F( 8; 0,25; 1,25; 0 )	1,0040
17	F( 7; 0,25; 1,25; 0 )	1,0042
18	F( 1; 0,25; 1,25; 0 )	1,0042
19	F( 6; 0,25; 1,25; 0 )	1,0044
20	F( 5; 0,25; 1,25; 0 )	1,0047
<b><math>\lambda = 0,5</math></b>		
1	T( -1; 1,75; 1,5; 0 )	1,0000
2	B( -1; 0,75; 1,25; 0 )	1,0017
3	T( -1; 1,5; 1,5; 0 )	1,0017
4	T( -1; 1,5; 1,25; 0 )	1,0032
5	T( -1; 1,75; 1,75; 0 )	1,0045
6	T( -1; 1,75; 1,25; 0 )	1,0074
7	B( -1; 0,75; 1; 0 )	1,0074
8	T( -1; 2; 1,75; 0 )	1,0076
9	T( -1; 2; 1,5; 0 )	1,0084
10	B( -1; 0,75; 1,5; 0 )	1,0102
11	T( -1; 1,5; 1,75; 0 )	1,0115
12	T( -1; 1,25; 1,25; 0 )	1,0126
13	F( 0; 1,75; 1,25; 0 )	1,0131
14	B( -1; 1; 1,25; 0 )	1,0138
15	F( 0; 2; 1,25; 0 )	1,0142
16	F( -1; 2; 1,5; 0 )	1,0152
17	B( -1; 1; 1,5; 0 )	1,0167
18	T( -1; 1,25; 1,5; 0 )	1,0169
19	F( 0; 1,75; 1,5; 0 )	1,0178
20	T( -1; 2; 2; 0 )	1,0180
<b><math>\lambda = 1</math></b>		
1	T( -1; 2,5; 1,25; 0,5 )	1,0000
2	B( -1; 2,5; 1,25; 0 )	1,0076
3	T( -1; 2,5; 1,5; 0,5 )	1,0087
4	B( -1; 2,25; 1; 0 )	1,0101
5	B( -1; 2,5; 1; 0 )	1,0108
6	B( -1; 2,25; 1,25; 0 )	1,0128
7	T( -1; 2,25; 1,25; 0,5 )	1,0154
8	B( -1; 2,5; 1,5; 0 )	1,0170
9	B( -1; 2; 1; 0 )	1,0196
10	T( -1; 2,25; 1; 0,5 )	1,0229
11	B( -1; 2,25; 0,75; 0 )	1,0231
12	B( -1; 2; 0,75; 0 )	1,0256
13	B( -1; 2,25; 1,5; 0 )	1,0267
14	B( -1; 2; 1,25; 0 )	1,0278
15	B( -1; 2,5; 0,75; 0 )	1,0317
16	T( -1; 2; 1; 0,5 )	1,0338
17	T( -1; 2,5; 1; 0,5 )	1,0357
18	B( -1; 2,5; 1,75; 0 )	1,0364
19	T( -1; 2,25; 1,5; 0,5 )	1,0398
20	T( -1; 2,5; 1,75; 0,5 )	1,0407

Dada a incerteza em relação ao grau de forward-lookingness da economia real, procuramos avaliar quais as regras mais robustas às versões do modelo para cada função objetivo. Uma forma de fazer isto é a sugerida por Taylor [32], que ordena as regras em cada modelo de acordo com a função objetivo, atribui pontos de acordo com a ordem obtida nos modelos e soma os pontos. Entretanto, este critério não leva em conta que as reduções de variância devem ser mais expressivas e importantes em cenários de variância alta. Por exemplo se a função objetivo dá muito peso à inflação, deveríamos favorecer regras que se saem relativamente melhor no modelo backward-looking, pois este cenário tem maiores variâncias da inflação. O mesmo argumento se aplica para a variância do produto no modelo forward-looking, quando a função objetivo dá muito peso ao produto. Sugerimos um critério de otimalidade que a nosso ver atende melhor a estas preocupações. Procuramos para cada  $\lambda$  específico pelas regras monetárias que minimizam:

$$\sum_i [\lambda var(\pi) + (1 - \lambda)var(y)]_i; \quad (28)$$

onde:  $i = For. Calib., Back. Calib.$

Os resultados estão apresentados na tabela 3, que mostra as vinte regras mais eficientes de acordo com nosso critério para  $\lambda = 0; 0,5; 1$ . Reportamos também o aumento relativo da função de perda, tomando por base o resultado obtido com a regra mais eficiente. Nota-se que o conjunto de regras eficientes tem pouca interseção com os conjuntos eficientes dos modelos forward-looking ou backward-looking.

A tabela 4 abaixo compara o desempenho das regras ótimas pelo critério acima, com as regras ótimas das versões backward-looking e forward-looking quando a economia verdadeira é forward-looking ou backward-looking. Calculamos as razões entre os valores das funções políticas resultantes das várias regras ótimas e o valor resultante da regra ótima do modelo específico.

**Tabela 4:** Ineficiência relativa

Regras Ótimas para:		Modelo Verdadeiro	
		forward	backward
$\lambda = 0$			
na versão	incerta	1.01	1.10
	forward	1	1.71
	backward	infinito	1
$\lambda = 0,5$			
na versão	incerta	1.02	1.01
	forward	1	1.05
	backward	1.29	1
$\lambda = 1$			
na versão	incerta	1.03	1.07
	forward	1	7.55
	backward	1.28	1

Como esperado, a utilização de uma regra escolhida pelo critério (28) acima implica em alguma perda em relação à utilização de uma regra ótima para o modelo verdadeiro, mas é justificável devido ao prejuízo, muitas vezes ilimitado, de se escolher a regra ótima para o modelo errado.

## 6 Resposta a Impulso

Para ilustrar a dinâmica dos modelos forward-looking e backward-looking, selecionamos algumas regras monetárias escolhidas com base no desempenho na simulação estocástica e na diferenciação de características.

As figuras 7 a 12 ilustram a dinâmica dos modelos em quatro experimentos: redução da meta de inflação ( $\pi_t^*$ ), choque transitório de demanda ( $\varepsilon_{1t}$ ), choque permanente de oferta (redução do produto potencial) e câmbio real valorizado ( $q_0 < 0$ ) (todos de 1%).

Na figura 7 mostramos as funções de resposta a impulso da economia forward-looking com a regra monetária baseada na previsão de inflação 10 trimestres a frente e com pesos de 0,25 na inflação e 1,5 no produto. Esta regra foi a de melhor desempenho na minimização da variância do produto no critério geral que pondera os dois modelos. É clara a ação preventiva da autoridade monetária, que age com base na previsão de inflação futura. A redução da meta de inflação é conseguida rapidamente pelo aumento transitório da taxa de juros real e com uma pequena perda temporária de produto<sup>23</sup>. Um aumento temporário

<sup>23</sup>A taxa de juros real durante o ajuste aumenta, pois a taxa de juros real se refere à inflação do próximo período e não à inflação contemporânea. A aparência em contrário no gráfico deve-se à trajetória decrescente da inflação.

de demanda tem efeito imediato e amplificado no produto e no câmbio real, mas é contrarrestado por um aumento de juros real simultâneo ao efeito inflacionário, o que acaba provocando uma recessão de magnitude menor antes da convergência. Já uma redução do produto potencial (choque de oferta permanente) implica um leve aumento temporário da inflação, apesar do aumento preventivo da taxa de juros, e uma redução permanente do produto, que vai abaixo do novo nível de longo prazo antes da convergência. Finalmente, a trajetória até o equilíbrio de uma taxa de câmbio real valorizada em 1% é de uma desvalorização instantânea com uma leve inflação temporária e sem maiores conseqüências para o produto. Uma característica comum a estas funções de resposta a impulso é que o movimento do juros tem efeito quase que imediato sobre a inflação. Além disto os efeitos sobre o produto são bastante atenuados.

A figura 8 ilustra o efeito desta mesma regra na economia backward-looking. A redução de meta de inflação não é facilmente efetivada. Embora a inflação apresente uma queda imediata de 0,5% no primeiro período<sup>24</sup>, a sua convergência é lenta e esta se encontra no nível de 0,6% vinte períodos após a mudança da meta. Por este motivo, o produto não converge para o potencial<sup>25</sup>. O efeito de um choque temporário de demanda sobre o produto é menor do que na economia forward e só pode ser neutralizado com custos maiores. Isto deve-se tanto ao menor grau de forward-lookingness, mas também ao maior efeito do juros sobre o produto na economia backward-looking. Note-se que a instantânea valorização do câmbio real é o principal canal de transmissão contemporâneo da política monetária, gerando deflação no primeiro período<sup>26</sup>. Um choque de oferta permanente causa uma redução do produto aquém do novo estado estacionário e inflação, que se segue à deflação do primeiro período. Um câmbio real valorizado em 1% sofre uma desvalorização instantânea de 0,5% e passa a ser corrigido lentamente pela inflação doméstica.

A figura 9 ilustra a dinâmica da economia backward-looking com uma regra monetária que minimiza a variância da inflação de acordo com o critério (28) acima. É uma regra de Taylor com peso  $\theta = 2,5$  para a inflação, peso  $\varphi = 1,25$  para o produto e peso  $\gamma = 0,5$  para os juros. Realmente, a convergência da inflação para a nova meta inflacionária é mais rápida do que com a regra forward-looking dos experimentos anteriores. Nas outras funções de resposta a impulso, a variação da inflação também é menor com esta regra monetária. Em contrapartida, as oscilações de juros e produto são muito maiores para os quatro experimentos.

---

<sup>24</sup>Note-se também a significativa valorização de 5% do câmbio real no primeiro período (linha que corta o eixo das abscissas).

<sup>25</sup>Impossível ver na figura, mas após 20 períodos, o produto se encontra a 0,03% do produto pontencial.

<sup>26</sup>Na economia forward,  $E_t[\pi_{t+1}]$ , entre outras expectativas, antecipa o efeito do choque para os preços.

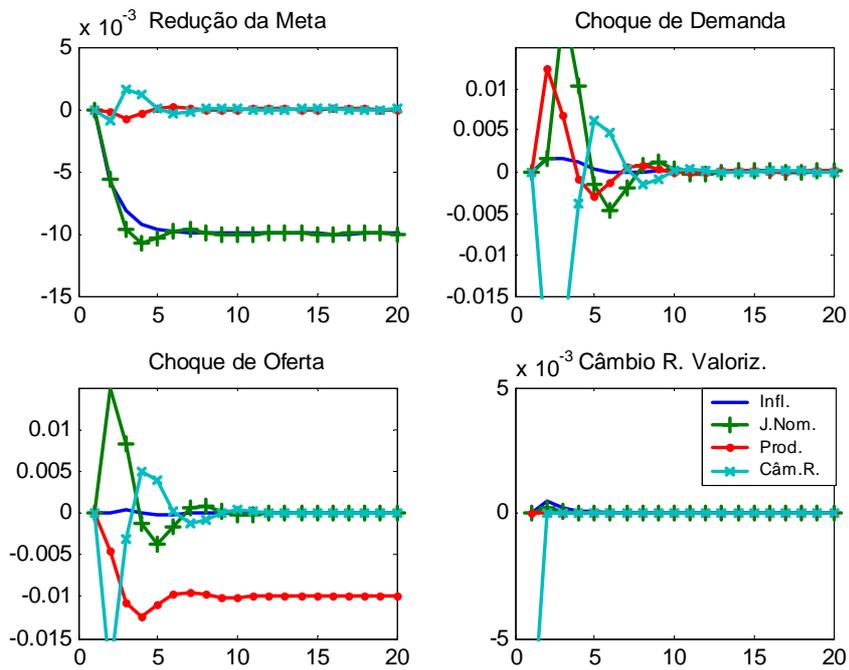


Figura 7: Resposta a impulso da regra  $F(10; 0,25; 1,5; 0)$  no modelo forward-looking

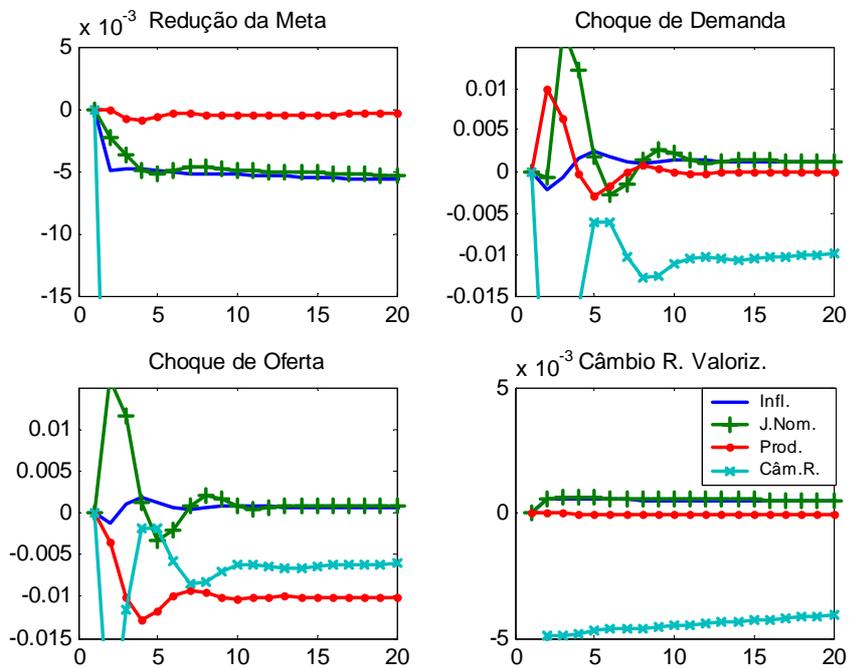


Figura 8: Resposta a impulso da regra  $F(10; 0,25; 1,5; 0)$  no modelo backward-looking

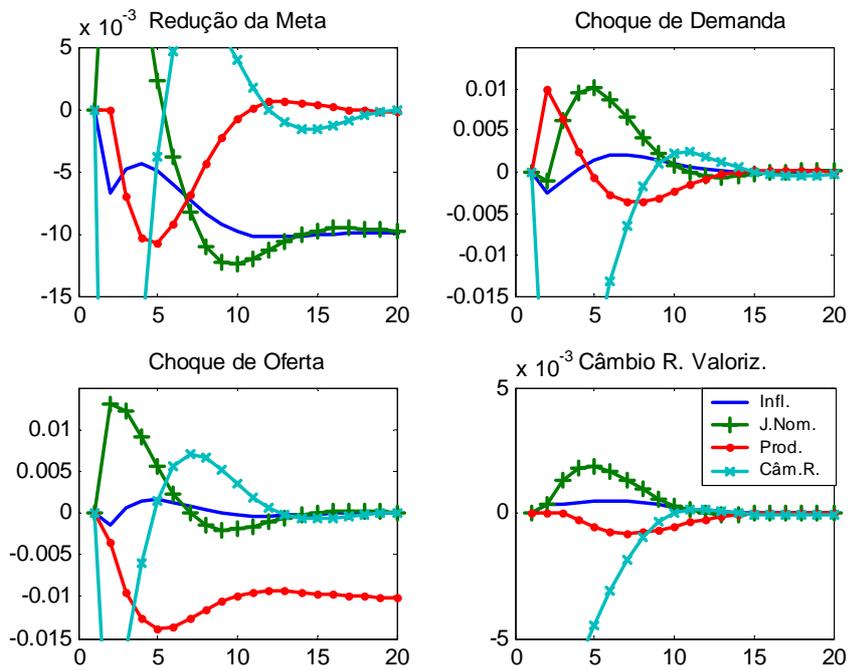


Figura 9: Resposta a impulso da regra  $T(-1; 2,5; 1,25; 0,5)$  no modelo backward-looking.

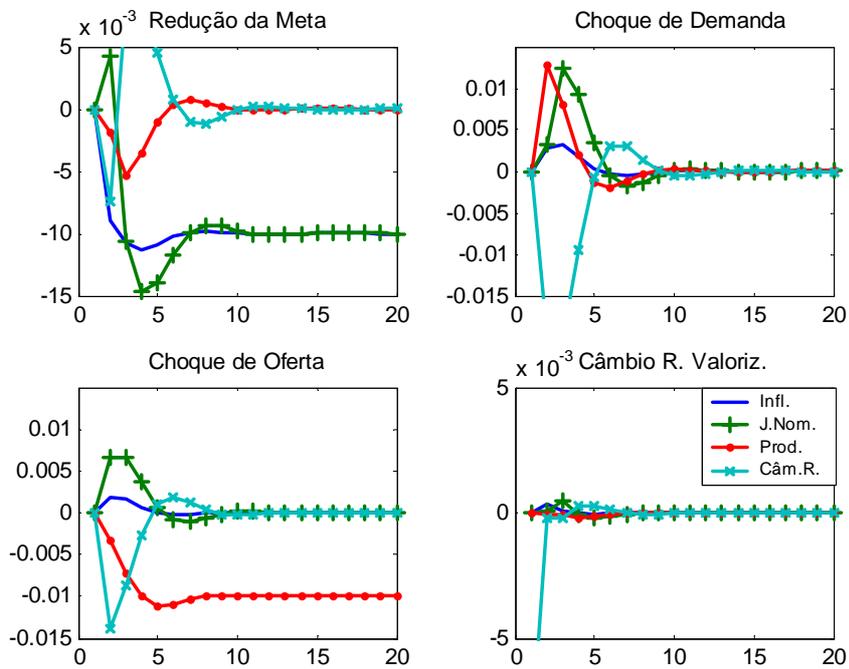


Figura 10: Resposta a impulso da regra  $T(-1; 1,5; 0,5; 0)$  no modelo forward-looking.

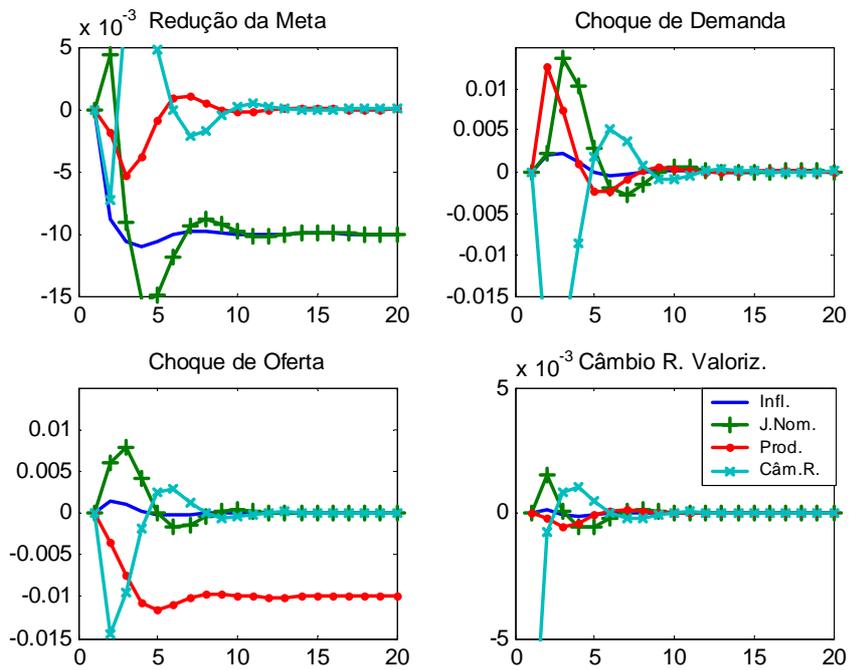


Figura 11: Resposta a impulso da regra  $B(-1; 1,5; 0,5; 0)$  no modelo forward-looking.

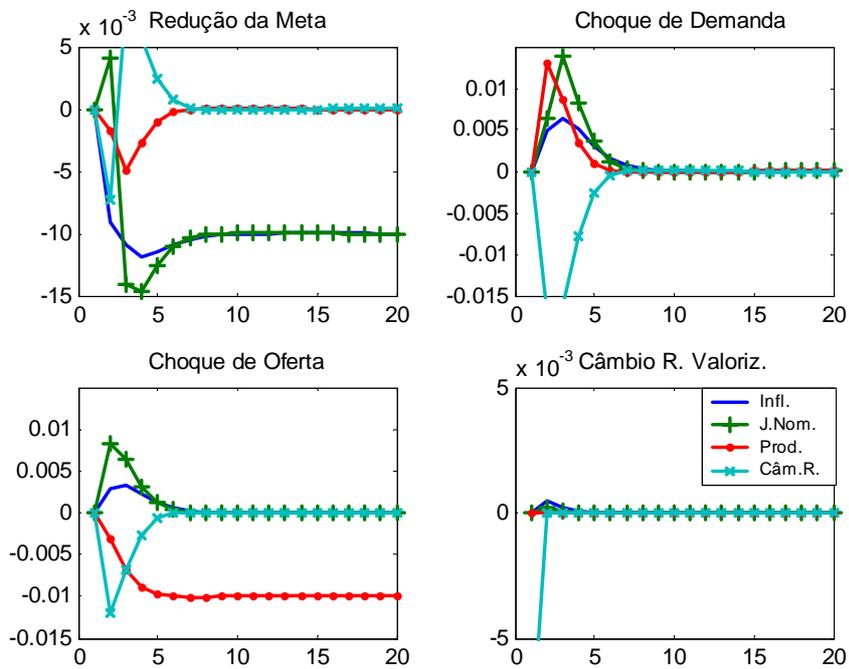


Figura 12: Resposta a impulso da regra  $F(3; 1,5; 0,5; 0)$  no modelo forward-looking.

A fim de ilustrar as diferenças entre os tipos de regras, apresentamos nas figuras 10, 11 e 12 a dinâmica do modelo forward-looking com as regras de Taylor, de Ball e forward com lead de três trimestres respectivamente, todas com os pesos da regra de Taylor tradicional:  $\theta = 1,5$  na inflação,  $\varphi = 0,5$  no produto, e sem alisamento do juros. Embora as dinâmicas sejam similares, o leitor atento vai observar que a regra de Ball causa oscilações no produto ligeiramente maiores, e oscilações cambiais muito maiores do que a regra de Taylor. Isto é devido aos movimentos mais intensos da taxa de juros nominal que se retroalimentam das oscilações cambiais por eles ocasionadas. Em compensação, os efeitos sobre a inflação são menores, o que não é surpreendente diante do resultado obtido que coloca regras do tipo preconizado por Ball como as mais eficientes - nos dois tipos de modelo - quando o único objetivo é estabilizar a inflação. Finalmente na figura 12, notamos que tanto os movimentos do produto e do câmbio quanto os da taxa de juros nominal são mais atenuados com a regra baseada na projeção de inflação 3 períodos a frente. Em compensação os efeitos sobre a inflação são maiores com esta regra, pois apesar dos mesmos coeficientes, a regra forward olha para a inflação futura, o que equivale a dar menos peso à inflação.

## 7 Considerações Finais e Extensões

Nosso trabalho procura identificar as características das regras monetárias ótimas e as dinâmicas de curto prazo geradas por elas, de acordo com duas versões de um pequeno modelo estrutural estimado para a economia brasileira. As principais conclusões em relação às regras ótimas são que se a economia for forward-looking devemos dar mais peso à inflação do que ao produto, e que a regra monetária deve ser pouco forward-looking. Se a economia for backward-looking tanto o peso na inflação quanto o grau de forward-lookingness da regra dependem do peso que a autoridade monetária dá a variabilidade da inflação e do produto. Quanto maior a preocupação relativa com variabilidade do produto mais forward-looking é a regra e menor o peso na inflação. Na economia backward-looking, um aumento no grau de forward-lookingness da regra tem o mesmo efeito de uma redução do peso da inflação.

As simulações de resposta impulso confirmam na dinâmica de curto prazo os resultados das simulações estocásticas. Mas alguns resultados são notáveis. A economia forward-looking reage a choques com menos oscilações no produto do que a economia backward-looking. A política monetária consegue afetar imediatamente a inflação tanto na economia forward-looking quanto na economia backward-looking. Nesta última economia é fundamental a transmissão da política monetária através do câmbio. A regra de Ball é mais ativa do que uma regra de Taylor com os mesmos pesos, pois as variações de juros se retroalimentam das oscilações de câmbio causadas por elas mesmas. Como limitamos o peso máximo na inflação em 2,5, não é de surpreender que regras de Ball com este

peso tenham aparecido como regra ótima quando o objetivo é somente combater a inflação.

Pesquisa futura deverá estender o presente trabalho em diversas direções. A mais imediata é a investigação de forma aprofundada do mecanismo de transmissão da política monetária, abordando explicitamente a estrutura a termo e a transmissão através do crédito. Uma outra direção também relacionada indiretamente com o mecanismo de transmissão é a construção da curva de oferta agregada. Temos de novo dois aspectos. O primeiro é a modelagem mais explícita da rigidez nominal presente na economia brasileira. O outro é a modelagem do poder de monopólio das empresas e do papel da informação nesta determinação. Ambos os aspectos são muito relevantes para se entender o funcionamento da curva de Phillips, que continua sendo a parte empiricamente mais problemática do modelo estrutural. Uma terceira direção é a inclusão de variáveis fiscais. Uma variável de déficit, possivelmente o déficit operacional do setor público, poderia ser incluída na IS, afetando a demanda agregada. Além disto um elevado montante da dívida pública pode colocar restrições à política monetária, que é normalmente modelada nesta literatura como se o Banco Central pudesse sempre escolher a taxa de juros.

## References

- [1] Amato, J. e Laubach T. *Rule-of-Thumb Behavior and Monetary Policy*, BIS e Fed Board of Governors, 2000. Mimeografado.
- [2] Andrade, J. P.e Divino, J. A. *Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil*. 2000. Mimeografado.
- [3] Ball, L. Policy Rules for Open Economies. In: Taylor, J. B. (ed.). *Monetary Policy Rules*. London: The University of Chicago Press, 1999, p.127-44.
- [4] Bank of England. *Economic Models at the Bank of England*. London: Park Communications Ltd, 1999.
- [5] Batini, N. e Haldane, A. G. Forward-looking rules for monetary policy. In: Taylor, J. B. (ed.). *Monetary Policy Rules*. London: The University of Chicago Press, 1999, p.157-92.
- [6] Binder, M. e Pesaran, M. H. Multivariate Rational Expectations Models and Macroeconometric Modelling: A Review and Some New Results. In: Pesaran, M. H. e Wickens, M. R. (eds.). *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*. Oxford: Basil Blackwell, 1994, p.139-87.
- [7] Black, R.; Macklem,T. e Rose, D. On Policy Rules for Price Stability. In: Bank of Canada. *Price stability, inflation targets and monetary policy*. Ottawa: Bank of Canada, 1997.

- [8] Blake, D. The Estimation of Rational Expectation Models: A Survey, *Journal of Economic Studies*, v.18, 1991, p.31-70.
- [9] Blanchard, O. e Kahn, C. The Solution of Difference Models under Rational Expectations, *Econometrica*, v. 48, n.5, July, 1980 p.1305-1311.
- [10] Blinder, A. *Central banking in theory and practice*. Cambridge: MIT Press, 1998.
- [11] Bogdanski, J.; Freitas, P.; Goldfajn, I. e Tombini, A. Inflation Targeting in Brazil. Fourth Annual Conference of the Central Bank of Chile. *Anais*. Santiago, 2000.
- [12] Bogdanski, J.; Tombini, A. e Werlang, S. *Implementing Inflation Targeting in Brazil*. Brasília: Working Paper Series Banco Central do Brasil, n. 1, 2000.
- [13] Bonomo, M.; Carrasco, V. e Moreira, H. *Aprendizado Evolucionário, Inércia Inflacionária e Recessão em Desinflações Monetárias*. Rio de Janeiro: Ensaios Econômicos EPGE/FGV, n. 403, 2000.
- [14] Clarida, R.; Gali, J. e Gertler, M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, v.37, December, 1999, p.1661-707.
- [15] Freitas, P. e Muinhos, M. A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil. XXVIII Encontro Nacional de Economia. *Anais*. Campinas, 2000.
- [16] Fuhrer, J. e Moore, G. Inflation Persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, February, v.110, 1995, p.127-59.
- [17] Gali, J. e Gertler, M. Inflation Dynamics: a structural econometric analysis, *Journal of Monetary Economics*, v.44, 2, 1999, p.195-222.
- [18] King, B. e Watson, M. *The Solution of singular difference systems under rational expectations*. University of Virginia, 1995. Mimeografado.
- [19] King, B. e Watson, M. *System reduction and solution algorithms for singular linear difference systems under rational expectations*. University of Virginia, 1995. Mimeografado.
- [20] Klein, P. Using the generalized Schur form to solve a multivariate linear rational expectations model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.24, 2000, p.1405-23.
- [21] McCallum, B. Rational expectations and the natural rate hypothesis: some consistent estimates, *Econometrica*, vol.44, 1976, p.43-52.

- [22] McCallum, B. e Nelson, E. Performance of Operational Policy Rules. In: Taylor, J. B. (ed.). *Monetary Policy Rules*. London: The University of Chicago Press, 1999, p.15-45.
- [23] McCallum, B. e Nelson, E. An optimizing IS-LM specification for monetary policy and business cycle analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.31, 2000.
- [24] Pastore, A. C. e Pinotti, M. C. *What have we learned about the channels of monetary transmission in Brazil?*. 2000. Mimeografado.
- [25] Roberts, J. M. Is inflation sticky?. *Journal of Monetary Economics*, vol.39, 1997, p.173-96.
- [26] Romer, D. *Keynesian Macroeconomics Without the LM Curve*. Cambridge: NBER Working Paper, n.7461, 2000.
- [27] Sargent, T. Comment on Policy Rules for Open Economies. In: Taylor, J. B. (ed.). *Monetary Policy Rules*. London: The University of Chicago Press, 1999, p.144-54.
- [28] Sims, C. Solving Linear Rational Expectations Models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2000.
- [29] Stock, J. Comment on Policy Rules for Inflation Targeting. In: Taylor, J. B. (ed.). *Monetary Policy Rules*. London: The University of Chicago Press, 1999, p.253-62.
- [30] Taylor, J. Staggered Wage Setting in a Macro Model, *American Economic Review*, v.69, 1979, 108-113.
- [31] Taylor, J. B. Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v.39, 1993, pp.195-214.
- [32] Taylor, J. B. Introduction. In: Taylor, J. B. (ed.). *Monetary Policy Rules*. London: The University of Chicago Press, 1999, p.1-15.
- [33] Taylor, J. B. A Historical Analysis of Monetary Policy Rules. In: Taylor, J. B. (ed.). *Monetary Policy Rules*. London: The University of Chicago Press, 1999, p.319-48.
- [34] Wallis, K. Econometric Implications of the Rational Expectation Hypothesis, *Econometrica*, v.48, 1980, pp.49-74.
- [35] Wickens, M. R. The Efficient Estimation of Econometric Models with Rational Expectations, *Review of Economic Studies*, v.49, 1982, pp.55-67.

## Working Paper Series Banco Central do Brasil

1	Implementing Inflation Targeting in Brazil	Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini, e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang	07/2000
2	Política Monetária e Supervisão do SFN no Banco Central	Eduardo Lundberg	07/2000
	Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank	Eduardo Lundberg	07/2000
3	Private Sector Participation: A Theoretical Justification of the Brazilian Position	Sérgio Ribeiro da Costa Werlang	07/2000
4	Na Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models	Pedro H. Albuquerque	07/2000
5	The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study	Ilan Goldfajn e Sérgio Ribeiro da Costa Werlang	07/2000
6	Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks	José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo e Marta Baltar J. Moreira	09/2000
7	Leading Indicators of Inflation for Brazil	Marcelle Chauvet	09/2000
8	Standard Model for Interest Rate Market Risk	José Alvaro Rodrigues Neto	09/2000
9	Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity	Emanuel-Werner Kohlscheen	11/2000
10	Análise do Financiamento Externo a Uma Pequena Economia	Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior	03/2001
11	A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil	Michael F. Bryan e Stephen G. Cecchetti	03/2001
12	A Test of Competition in Brazilian Banking	Márcio I. Nakane	03/2001
13	Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil	Marcio Magalhães Janot	03/2001
14	Evaluating Core Inflation Measures for Brazil	Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo	03/2001
15	Is It Worth Tracking Dollar/Real Implied Volatility ?	Sandro Canesso de Andrade e Benjamin Miranda Tabak	03/2001
16	Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA	Sergio Afonso Lago Alves	03/2001
17	Estimando o Produto Potencial Brasileiro: Uma Abordagem de Função de Produção	Tito Nícias Teixeira da Silva Filho	04/2001
18	A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil	Paulo Springer de Freitas e Marcelo Kfoury Muinhos	04/2001
19	Uncovered Interest Parity with Fundamentals: A Brazilian Exchange Rate Forecast Model	Paulo Springer de Freitas, Marcelo Kfoury Muinhos e Fabio Araújo	05/2001
20	Credit Channel without the LM Curve	Victorio Y. T. Chu e Márcio I. Nakane	06/2001
21	Os Impactos Econômicos da CPMF: Teoria e Evidência	Pedro H. Albuquerque	06/2001
22	Decentralized Portfolio Management	Paulo Coutinho e Benjamin Miranda Tabak	06/2001
23	Os Efeitos da CPMF sobre a Intermediação Financeira	Sérgio Mikio Koyama e Márcio I. Nakane	07/2001
24	Inflation Targeting in Brazil: Shocks, Backward-Looking Prices, and IMF Conditionality	Joel Bogdanski, Ilan Goldfajn, Paulo Springer de Freitas e Alexandre Antônio Tombini	07/2001

25	Inflation Targeting in Brazil: Eviewing Two Years of Monetary Policy 1999/00	Pedro Fachada	08/2001
26	Inflation Targeting in an Open Financially Integrated Emerging Economy: the case of Brazil	Marcelo Kfoury Muinhos	08/2001
27	Complementaridade e Fungibilidade dos Fluxos de Capitais Internacionais	Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo Renato Galvão Flores Júnior	09/2001