

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

Marco Antonio Bonomo\*\*

Ricardo D. Brito\*\*\*

Sumário: 1. Introdução; 2. O modelo estrutural básico; 3. Solução do modelo; 4. Dados, estimação e calibração; 5. Regras eficientes; 6. Regras robustas; 7. Resposta a impulso; 8. Considerações finais e extensões.

Palavras-chave: regras monetárias ótimas; meta de inflação; dinâmica macroeconômica.

Códigos JEL: E47; E52.

Este artigo estima e simula um modelo macroeconômico aberto de expectativas racionais (Batini e Haldane, 1999) para a economia brasileira, com o objetivo de identificar as características das regras monetárias ótimas e a dinâmica de curto prazo gerada por elas. Os autores trabalham com uma versão antecipativa e uma versão retroativa 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 (Ball, 1999) e uma regra que utiliza previsões de inflação (Bank of England, 1999). O modelo é resolvido numericamente e são construídas 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 antecipação, os autores sugerem a escolha das regras pela soma das funções objetivos das duas versões. Conclui-se 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, são calculadas funções de resposta a impulso

---

\* Artigo recebido em fev. e aprovado em set. 2001. Os autores agradecem aos cometrários de Alexandre Tombini, Carlos H. Araújo, Eurilton Araújo, Ilan Goldfajn, Marcelo K. Muinhos, Marcos A. Silveira, Osmani T. Guillen, Rebecca W. Barros, Sérgio Werlang, dois pareceristas anônimos e aos participantes dos seminários da EPGE/FGV, Ibmec e BACEN pelas discussões e comentários.

\*\* EPGE/FGV. Este autor agradece o apoio à pesquisa do PRONEX e do CNPq e a bolsa de pesquisa do CNPq. E-mail: bonomo@fgv.br

\*\*\* Ibmec.

dos dois modelos para algumas regras selecionadas, a fim de avaliar como diferentes regras monetárias alteram a dinâmica de curto prazo dos dois modelos.

This paper estimates and simulates an open rational expectations macro model (Batini e Haldane, 1999) for the Brazilian economy. The goal is to identify the features of optimal monetary rules and their consequences for the model's short-term dynamics. The paper compares 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, 1999); and a rule based on inflation forecasts (Bank of England, 1999). The model is solved numerically and stochastic simulations are used 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, the paper proposes 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. Finally, impulse response functions are computed for the two models in order to evaluate how some selected monetary rules affect the models' short-run dynamics.

## 1. Introdução

Nos últimos anos um novo arcabouço Novo-Keynesiano vem substituindo o modelo IS-LM-OA na análise de política macroeconômica (Clarida et alii (1999), e Romer (2000)). As principais modificações em relação ao modelo IS-LM-OA são a inclusão de um termo antecipativo 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 à 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 terem poucas equações e variáveis, são de mais fácil estimação ou calibração, bem como permitem a investigação analítica de suas propriedades. Essa flexibilidade na experimentação

---

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

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 antecipativo aberto, com base em Batini e Haldane (1999), assim como sua restrição retroativa. O modelo estrutural da economia é composto por cinco equações que, combinadas, se reduzem a três: uma IS antecipativa; uma equação de determinação do câmbio, com base na paridade descoberta; e uma curva de Phillips Novo-Keynesiana com termos antecipativos e retroativos, e que apresenta inércia inflacionária gerada através de uma rigidez real na determinação dos salários.

A versão retroativa impõe que o coeficiente do hiato de produto futuro na IS seja zero e que a curva de Phillips seja somente retroativa. Como conseqüência, existem defasagens importantes no efeito da política monetária sobre a inflação. O único efeito contemporâneo se dá através do câmbio. Na versão antecipativa 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 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 (1999) 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 (1999) argumentam que este tipo de regra tem desempenho superior às regras de Taylor tradicionais se a economia apresenta alguma retroatividade.

A utilização de um modelo antecipativo requer cuidados especiais na estimação, além da utilização de técnicas numéricas para a 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 (1982). Com base nas estimações, escolhemos duas calibrações para as nossas simulações: uma antecipativa e outra retroativa. A solução numérica foi efetuada por autovalores-autovetores generalizados na forma Schur, método proposto por Klein (2000) que

aperfeiçoa Blanchard e Kahn (1980).

Para comparar o desempenho de longo prazo das diversas parametrizações destes três tipos de regras, fizemos simulações estocásticas dos modelos antecipativo e retroativo. 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 antecipativa ou retroativa, 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 antecipativo e retroativo, supondo que o modelo verdadeiro é alternativamente antecipativo e retroativo. 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 e 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 alii (2000), Bogdanski et alii (2001), Andrade e Divino (2000) e Freitas e Muinhos (2000). Os dois primeiros têm como principal propósito apresentar um arcabouço para o regime de metas de inflação no Brasil <sup>2</sup>, levando em consideração características importantes da economia brasileira através de uma modelagem cuidadosa do repasse cambial, no caso dos dois artigos, e dos preços administrados na economia, no caso do artigo de Bogdanski et alii (2001). 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 retroativos. Andrade e Divino (2000), que utilizam um modelo de economia fechada, calculam explicitamente a regra ótima, enquanto Freitas e Muinhos (2000), 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 requer estimação por variáveis

---

<sup>2</sup>Na verdade o artigo de Bogdanski et alii (2001) vai bastante além disso ao reportar resultados de simulações do modelo, embora a estimação do modelo e a calibração usada nas simulações não sejam reportadas.

instrumentais e solução por técnicas numéricas mais sofisticadas. O ganho é o maior realismo introduzido por canais de transmissão de política monetária in-existent em modelos retroativos.

O restante do artigo está estruturado da seguinte forma. Na seção 2 apresentamos o modelo antecipativo de Batini e Haldane (1999), assim como a sua restrição retroativa. 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 antecipativo e retroativo. A seção 5 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 seção apresenta as regras robustas à incerteza quanto ao grau de antecipação da economia, segundo a soma das funções objetivos dos dois modelos. A sétima reporta os experimentos de resposta a impulso de quatro 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 de Batini e Haldane (1999), que é adequado por representar uma economia aberta, antecipativa, 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 quatro 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 (1995)).

A primeira equação é uma curva IS antecipativa, 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);

$i_{t-1}$  é a taxa de juros nominal doméstica entre  $t - 1$  e  $t$ ;

$E_t$  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  $t$ ; e

$[i_{t-1} - E_{t-1}\pi_t] = r_{t-1}$  é a taxa de juros real esperada entre  $t - 1$  e  $t$ ;

$q_t$  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 à 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 log-linear da equação de Euler que condiciona a escolha intertemporal ótima do nível de consumo, como em McCallum e Nelson (2000). 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 seu consumo ao longo do tempo.

O lado da oferta tem uma equação de determinação de salários devida a Fuhrer e Moore (1995). O salário nominal é determinado de forma que o salário 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:

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

---

<sup>3</sup>É comum na literatura a denominação de expectativa antecipativa (forward-looking expectation) para  $E_t$  e "current-value expectation" para  $E_{t-1}$ . Wallis (1980) 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.

onde:

$w_t$  é o salário nominal.

Essa equação introduz uma certa rigidez real e modifica a tradicional equação de fixação de salários de Taylor (1979). 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:

---

<sup>5</sup>Uma forma é introduzir expectativas adaptativas por parte de alguns agentes, como em Amato e Laubach (2000). Roberts (1997) gera inércia inflacionária utilizando diretamente dados de expectativas de inflação, cuja análise indicou não serem plenamente racionais. Bonomo et alii (2003) supõem que existe uma parcela de agentes não-racionais 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-los. 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.

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

onde:

$$\mu = \frac{2(1-\phi)}{\phi}, \Delta q_t = q_t - q_{t-1} \text{ e } \varepsilon_{5t} = \varepsilon_{4t} + \chi_1 [(p_t^c - E_{t-1} p_t^c) - (w_t - E_{t-1} w_t)].$$

Nessa 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 simplificação, que  $i_t^f$  e a inflação externa são nulos, chegamos a 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 essa equação a expectativa de depreciação real do câmbio, descontando-se o choque cambial do período, é igual à taxa de juros real esperada.

<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.



O modelo simplificado fica:

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

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

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

Neste modelo antecipativo tanto a política monetária pode afetar o produto contemporaneamente, como a expectativa do produto futuro pode afetar a inflação hoje, qualquer dos dois sendo suficiente 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. Portanto, o efeito contemporâneo da política monetária depende de a expectativa de produto amanhã afetar direta ou indiretamente a inflação. Isto é possível graças a dois mecanismos embutidos no modelo antecipativo, associados ao termos antecipativos da IS e da equação de salários, respectivamente. O termo antecipativo 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 antecipativo 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 retroativa

Se restringirmos o modelo apresentado, impondo  $\alpha_2 = \chi_1 = 0$ , teremos um modelo completamente retroativo, bastante semelhante ao de Ball (1999). As diferenças são sutis: na curva de Phillips de Ball, apenas  $h_{t-1}$  importa, enquanto continuamos com um efeito contemporâneo do hiato; 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 de um ano, enquanto o modelo acima supõe um trimestre.

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

## 2.2 Regras operacionais de política monetária

Como este artigo 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 (1999), o Bank of England (1999) utiliza uma regra de política monetária baseada em projeções da inflação futura:

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

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  $t + j - 1$ ;

$\pi_t^*$  é a meta de inflação.

A regra (8) é uma pequena modificação da proposta de Batini e Haldane, que utilizam  $E_t \pi_{t+j}$  em vez 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 antecipativas que as regras retroativas. No entanto, previsões de inflação dependem de outras variáveis, além da

---

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

inflação (se essas variáveis forem previsores úteis para a inflação) e por isso a regra antecipativa 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 (1999) argumenta, no contexto de um pequeno modelo estrutural aberto e retroativo, que a inclusão da taxa de câmbio na regra monetária aumentaria a sua eficiência. Consideraremos também este tipo de regra, que tem a forma:

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

Cada regra monetária acima, em conjunto com (1), (5) e (7), constitui um dos sistemas de equações lineares de diferença estocásticos 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 que utilizam previsões de inflação futura experimentamos horizontes 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.

### 3. Solução do Modelo

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

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

---

<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.

onde:

$M_{ij}$  são as matrizes de coeficientes;

$x_t$  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.

Inclusas no vetor  $x$  estão, além das variáveis endógenas, variáveis exógenas aos agentes que sigam alguma regra de movimento, como acontece com algumas variáveis de política ou choques aleatórios exógenos. O vetor  $v$  conterá apenas as variáveis determinadas fora do sistema, como variáveis de política não-endogenizadas que não apresentem nenhuma correlação serial, ou inovações nas variáveis de política ou nos choques aleatórios exógenos.

O método mais difundido para solução de modelos lineares de diferença finita estocásticos sob expectativas racionais é o de Blanchard e Kahn (1980) 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  $t$ ; e

$J_t$  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 (1994), King e Watson (1995a) e King e Watson (1995b), Klein (2000) ou Sims (2000). Exceto por Sims (2000), que tem uma abordagem distinta,<sup>12</sup> os outros três dão um tratamento semelhante ao de Blanchard e Kahn (1980).

Duas questões surgem tão logo se compare (11) a (12). Como transformar um sistema que relacione vários períodos como em (11) num sistema de apenas dois

---

<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.

períodos como em (12)? E, conseguida tal transformação, 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 (1994) mostram que, dado o modelo estrutural multivariado de expectativas racionais (11), podemos definir:

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

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

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), a redução a um sistema da primeira ordem é obtida definindo:

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

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

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

e observando que

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

é equivalente a (13), sendo  $\Lambda_0$  inversível por construção.

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).

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 (1994), King e Watson (1995a,b), Klein (2000), ou mesmo Blanchard e Kahn (1980).

Neste artigo, optamos pela abordagem de Klein (2000), 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.

A equação (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 tanto autovalores instáveis quanto variáveis endógenas, (19) fica com a forma:

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

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 IPEADData. A taxa de juros escolhida é a ANBID do CDB pré-fixado de 30 dias, calculado pela

---

<sup>13</sup>Exposições mais detalhadas da forma recursiva de Binder e Pesaran e da solução do sistema de equações de diferença estocástico com expectativas racionais pela forma Schur generalizada podem ser encontradas em Binder e Pesaran (1994) e em Klein (2000).

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 efetuar a direta estimação, simplesmente substituindo as expectativas pelas realizações futuras das variáveis (por exemplo,  $E_{t-1}[q_{t+j}]$  por  $q_{t+j}$ ). É importante modelar explicitamente as expectativas. Uma possibilidade é usar diretamente séries de expectativas do mercado a respeito das variáveis (Roberts (1997)). A outra é resolver o modelo com expectativas racionais por um dos métodos usuais e estimá-lo utilizando a técnica adequada correspondente, como em McCallum (1976), Wallis (1980) ou Wickens (1982).<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 antecipativas, 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 (1982).

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 duas equações com expectativas antecipativas das duas variáveis

<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 (Gali e Gertler (1999)) têm questionado o uso de procedimentos como o de Hodrick-Prescott, ou uma função quadrática do tempo ajustada, para o cálculo do produto potencial no contexto Novo-Keynesiano deste artigo. Contudo, devido ao incipiente estágio da discussão, optamos por seguir a prática atual.

<sup>16</sup>Blake (1991) faz um resumo abrangente da estimação de modelos com expectativas racionais.



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:

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

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

e

$$\pi_t = \chi_0 + \chi_1(1+\mu)E_t(\pi_{t+1}) + (1-\chi_1)\pi_{t-1} + \chi_2[h_t + h_{t-1}] + \mu[(1-\chi_1)\Delta q_t - \chi_1 i_t] - [\mu\chi_1\varepsilon_{3t} - \varepsilon_{4t}] \quad (23)$$

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 candidatas legítimas.

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

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

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

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 reporta as estimativas para as versões antecipativa e retroativa. O parâmetro  $\phi$  não foi estimado, mas calculado das contas nacionais como aproximadamente 0,95, o que implica o  $\mu$  reportado.

Tabela 1  
Estimativa dos parâmetros

Parâmetro	Estimativa Antecipativa	Estimativa Retroativa
$\alpha_0$	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 características comuns às versões antecipativa e retroativa. 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 antecipativo estimado é bastante antecipativo, pois a IS atribui peso significativo (0,35) ao coeficiente da expectativa do hiato futuro e a Phillips atribui um peso ainda mais alto (0,69) ao coeficiente da expectativa de inflação futura. Interpretamos o alto grau de antecipação da Phillips como 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 um reflexo do grau de credibilidade da política (Bogdanski et alii, 2000), o que levaria ao questionamento do resultado obtido.

Na estimação retroativa, os coeficientes dos juros 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 dos juros 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 (2000) e Pastore e Pinotti (2000),<sup>17</sup> que utilizam modelos retroativos. As principais diferenças destes modelos para o nosso é que Andrade e Divino (2000) utilizam defasagem do hiato do produto de um mês e Pastore e Pinotti (2000) utilizam dados que precedem o Plano Real (desde 1980).

## 4.2 Calibração

Tabela 2  
Calibração dos parâmetros

Parâmetro	Calib. Antecipativa	Calib. Retroativa	Calib. de B&H
$\alpha_1$	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

<sup>17</sup>Pastore e Pinotti (2000) não estimam uma curva de Phillips.

Fizemos duas calibrações, uma antecipativa e outra retroativa, com base nas estimações correspondentes. Em ambas as versões, igualamos o coeficiente do câmbio na IS,  $\alpha_4$ , a zero. A tabela 2 mostra as calibrações com que trabalhamos. Para efeito de comparação incluímos também a calibração de Batini e Haldane (1999) para a Inglaterra. Esperamos que o grau de confiança nesses 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 (1999) para a Inglaterra são que na calibração inglesa o câmbio e os juros 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 a uma parcela importante de preços administrados, conforme argumentado e modelado explicitamente por Bogdanski et alii (2001). Nossa curva de Phillips antecipativa é muito mais antecipativa que a versão inglesa, o que pode ser interpretado como resultante da maior flexibilidade salarial do Brasil.

## 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:

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

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>

Adotamos a estratégia de restringir o nosso universo às 4719 regras mencionadas e comparar suas performances para as versões antecipativa e retroativa, de acordo com a função objetivo acima.<sup>19</sup> Fazendo  $r^*$  e  $\pi^*$  constantes, implementamos a comparação de acordo com o seguinte critério amostral:

<sup>18</sup> Discussões sobre o dilema entre discricão ou regra no contexto da política monetária podem ser encontradas em: Blinder (1998) (informal); Taylor (1993), Taylor (1999b) (evidência histórica); e Clarida et alii (1999).

<sup>19</sup> Seguimos Batini e Haldane (1999) no procedimento de simular as diversas regras e traçar

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

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 para os modelos antecipativo e retroativo. 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 a seguir foram efetuadas sob a hipótese simplificadora de que os distúrbios do modelo estrutural são i.i.d.<sup>21</sup>

As figuras 1 e 4 mostram as nuvens de regras correspondentes aos modelos antecipativo e retroativo no espaço de variâncias do produto e da inflação.<sup>22</sup> As figuras 2 e 5, que mostram as fronteiras eficientes para esses 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 horizonte ( $j = -1, 0, 1, \dots, 10$ ),  $\theta$  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,

---

a fronteira resultante, em vez de derivar analiticamente a regra ótima para o presente modelo. Svensson (2000) deriva a regra ótima para um modelo aberto de expectativas racionais, mas que é um pouco diferente do utilizado neste artigo.

<sup>20</sup>Como McCallum e Nelson (1999), executamos simulações de 253 períodos e ignoramos os primeiros 53 para abstrair o problema de violação inicial das restrições implicadas pela solução do sistema.

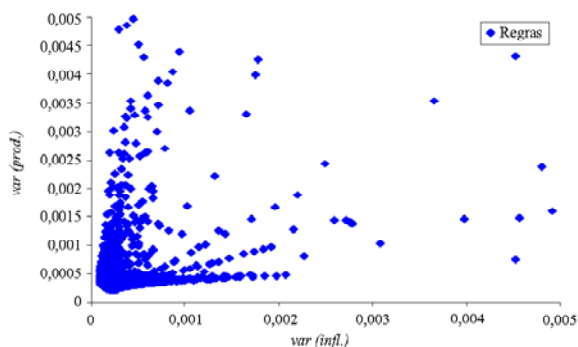
<sup>21</sup>O caso de choques correlacionados, segundo a abordagem de Black et alii (1997), também foi simulado, mas não apresentou resultados qualitativamente diferentes. Para uma comparação das duas estruturas de choques, referimos o leitor ao Ensaio Econômico EPGE/FGV n. 410, de mesmo título, disponível em <http://www.fgv.br/epge/home/publi/ensaios/arquivo/410.pdf>.

<sup>22</sup>Na verdade, as figuras 1 e 4 mostram a parte sudoeste das nuvens, que é a região de interesse do estudo.

nas figuras 3 e 6, a partir da regra ótima para  $\lambda = 0,5$ , mostramos o efeito da variação de cada um dos parâmetros  $j$ ,  $\theta$  e  $\varphi$ , mantendo os outros fixos.

## 5.1 A economia antecipativa

Figura 1  
Nuvem de regras para a versão antecipativa



A figura 1 mostra que para o modelo antecipativo muitas regras monetárias estão associadas a variâncias pequenas de inflação e produto. A fronteira na figura 2 mostra que as regras eficientes em geral são pouco antecipativas, pois são regras de Taylor, de Ball, ou antecipativa com horizonte curto (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 apenas a regra ótima para a preocupação exclusiva com a inflação ( $\lambda = 1$ ) embute algum alisamento da taxa de juros ( $\gamma = 0,5$ ). Para se deslocar sobre a fronteira começando do ponto em que o governo só se preocupa com a inflação ( $\lambda = 1$ ), aumenta-se  $\varphi$  e reduz-se  $\theta$  até um determinado ponto ( $\lambda = 0,4$ ). Já a partir deste até o ponto onde o governo só se preocupa com o produto, deve-se alongar o horizonte  $j$ .

As figuras 2 e 3 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.

Figura 2  
Fronteira da versão antecipativa

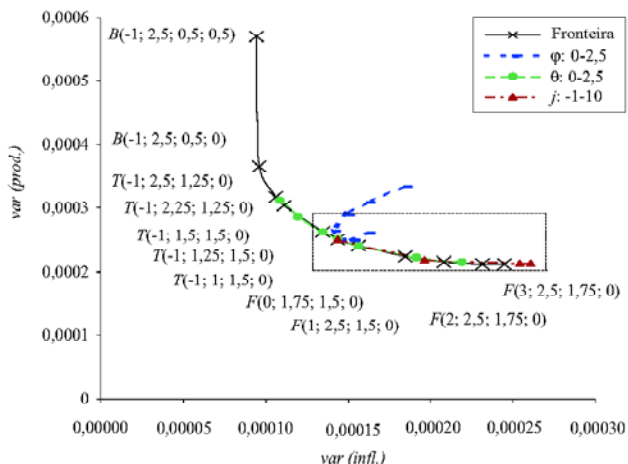
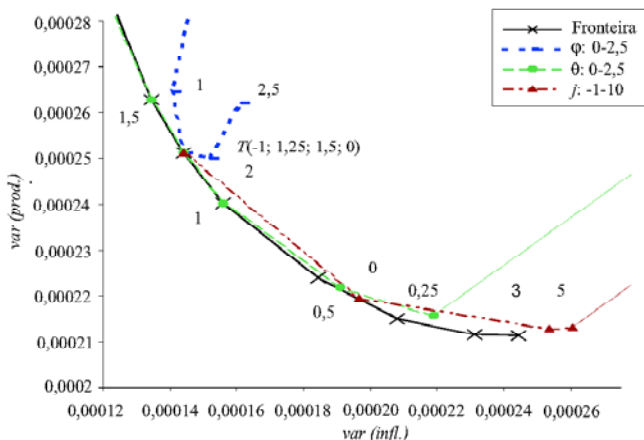


Figura 3  
Ampliação da fronteira da versão antecipativa

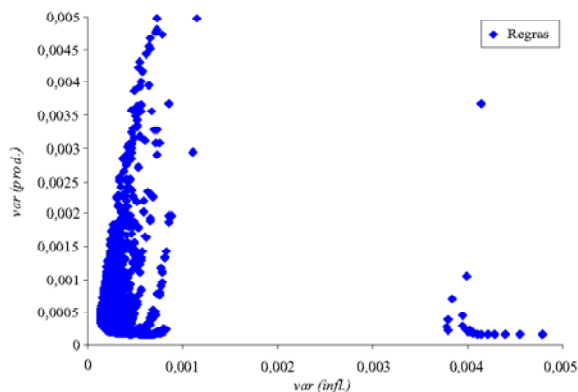


As figuras mostram que o efeito da variação de  $\varphi$  na variância de produto também não é monótono. Partindo de  $\varphi = 0$ , a variância do produto decresce até  $\varphi = 2$  e volta a crescer a partir daí. Um aumento de  $\varphi$  tem efeito positivo na variância da inflação, mesmo após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

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 retroativa

Figura 4  
Nuvem de regras para a versão retroativa



Na figura 4, a nuvem de regras para o modelo retroativo está mais a sudeste que no modelo antecipativo (figura 1). Relativamente à economia antecipativa, 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 antecipativa. Por outro lado, uma regra eficiente para estabilizar a inflação não tem o mesmo sucesso que uma regra eficiente para este fim na economia antecipativa. A figura 5 mostra que, em geral, as regras ótimas são antecipativas para o modelo retroativo, conclusão a que também chegaram Batini e Haldane (1999). O horizonte é curto 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  $\lambda \geq 0,9$  as regras eficientes são do tipo preconizado por Ball (1999).

Figura 5  
Fronteira da versão retroativa

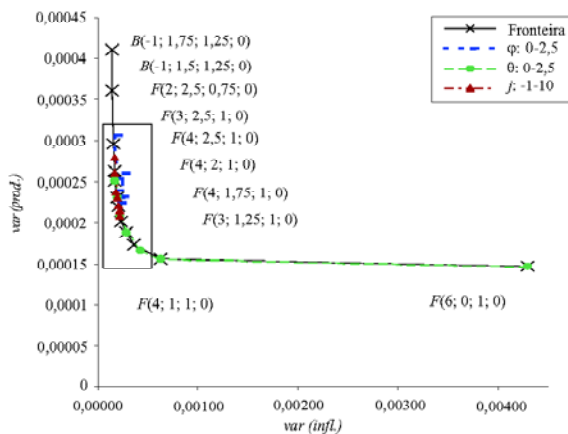
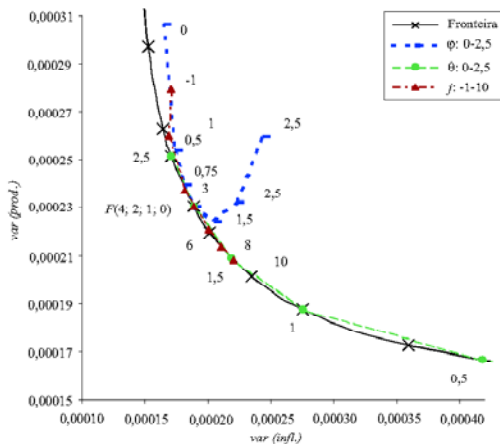


Figura 6  
Ampliação da fronteira da versão retroativa



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 4, de que um número

grande de regras está perto da fronteira. Nas figuras 5 e 6 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 variável 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 antecipativa reage menos que uma regra retroativa e, resultando em menor volatilidade da taxa de juros, causa 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, conseqüentemente, do hiato. Por conseguinte, o resultado comum se explica pelo fato de sistema ficar menos reativo aos desvios da inflação de curto prazo, causando menor variação de produto.

A comparação dos resultados do modelo antecipativo com o modelo retroativo nos permite chegar a algumas conclusões. Como podemos notar da comparação das fronteiras, se a economia for antecipativa é possível atingir um grau de estabilidade inflacionária maior. Uma outra diferença, apontada por Batini e Haldane (1999) é que se a economia é antecipativa a regra ótima é mais retroativa do que se a economia for retroativa. Estes resultados podem ser compreendidos a partir das diferenças na transmissão da política monetária nas economias antecipativa e retroativa. Na economia retroativa, a defasagem do efeito dos juros na inflação faz com que não valha a pena reagir a choques temporários na inflação, pois os efeitos desta reação acontecerão depois de o choque ser dissipado. Já na economia antecipativa, a maior rapidez na transmissão da política monetária permite que tais choques temporários sejam neutralizados e, como conseqüência, a reação a eles pode ser estabilizadora. Podemos também racionalizar o menor peso que as regras eficientes do modelo retroativo dão à inflação de forma similar.

## 6. Regras Robustas

Dada a incerteza em relação ao grau de antecipação 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 (1999a), 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, como o cenário do modelo retroativo tem variâncias da inflação maiores, se a nossa função objetivo dá muito peso à inflação, devemos implicitamente favorecer regras que se saem relativamente melhor nele. O mesmo argumento se aplica para a variância do produto no modelo antecipativo, 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, a regra monetária que minimiza:

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

onde  $i = Calib.Antecipativa, Calib.Retroativa$

Tabela 3  
Colocação segundo o critério da equação (28)

Posição	Regra $R(j; \Theta; \varphi; \gamma)$ $\lambda = 0$	Eficiência
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

$\lambda = 0,5$		
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	T(-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

$\lambda = 1$		
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	T(-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

Os resultados estão apresentados na tabela 3, que mostra as 20 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 antecipativo ou retroativo.

A tabela 4 compara o desempenho das regras ótimas pelo critério acima com as regras ótimas das versões retroativa e antecipativa quando a economia verdadeira é antecipativa ou retroativa. Calculamos as razões entre os valores das funções de perda resultantes das várias regras ótimas e o valor resultante da regra ótima do modelo específico.

Tabela 4  
Ineficiência relativa

Regras ótimas para		Modelo verdadeiro	
		Antecipativo	Retroativo
$\lambda = 0$			
Na versão	incerta	1,01	1,10
	antecipativa	1	1,71
	retroativa	infinito	1
$\lambda = 0,5$			
Na versão	incerta	1,02	1,01
	antecipativa	1	1,05
	retroativa	1,29	1
$\lambda = 1$			
Na versão	incerta	1,03	1,07
	antecipativa	1	7,55
	retroativa	1,28	1

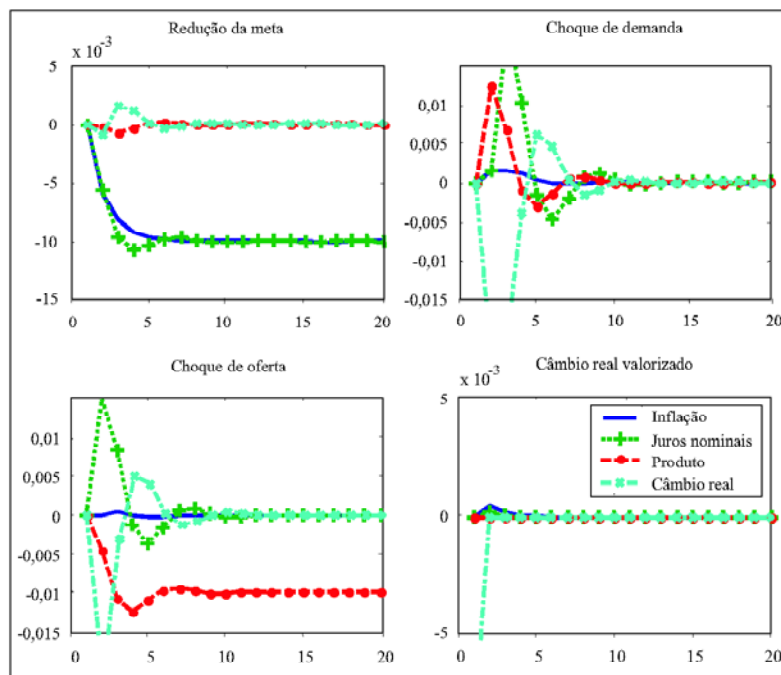
Como esperado, a utilização de uma regra escolhida pelo critério (28) implica alguma perda em relação à utilização de uma regra ótima para o modelo verdadeiro, mas é justificável devido ao prejuízo, muitas vezes ilimitado, de se escolher a regra ótima para o modelo errado.

## 7. Resposta a Impulso

Para ilustrar a dinâmica dos modelos antecipativo e retroativo, 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%).

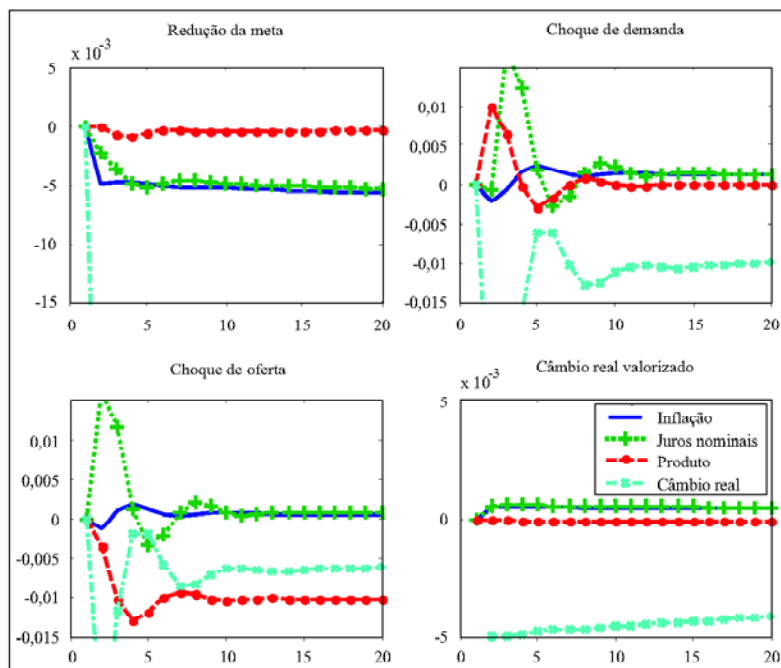
Figura 7  
Resposta a impulso da regra  $F(10; 0,25; 1,5; 0)$  no modelo antecipativo



Na figura 7 mostramos as funções de resposta a impulso da economia antecipativa 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 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

<sup>23</sup>A taxa de juros real durante o ajuste aumenta, pois ela 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.

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

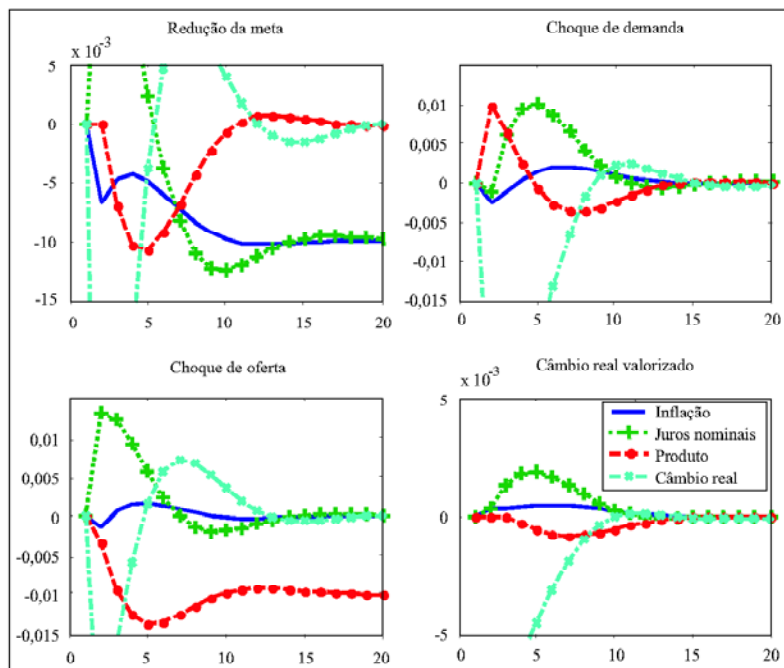


produto potencial (choque de oferta permanente) implica um leve aumento temporário da inflação, apesar do aumento preventivo da taxa de juros, e uma redução permanente do produto, que vai abaixo do nível de longo prazo antes da convergência. Finalmente, a trajetória até o equilíbrio de uma taxa de câmbio 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 dos juros tem efeito quase imediato sobre a inflação. Além disso, os efeitos sobre o produto são bastante atenuados.

A figura 8 ilustra o efeito desta mesma regra na economia retroativa. 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

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

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



se encontra no nível de 0,6% 20 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 antecipativa e só pode ser neutralizado com custos maiores. Isto se deve tanto ao menor grau de antecipação, quanto ao maior efeito dos juros sobre o produto na economia retroativa. Note 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, bem como 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, dado que a taxa de juros

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

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

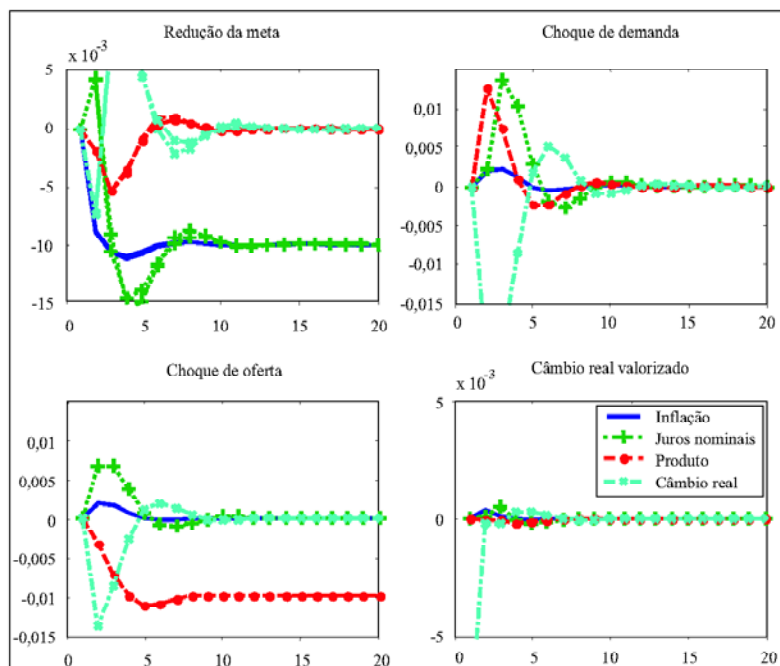


real doméstica permanece positiva pelos períodos seguintes.

A figura 9 ilustra a dinâmica da economia retroativa com uma regra monetária que minimiza a variância da inflação de acordo com o critério geral acima. É uma regra de Taylor com peso 1,25 tanto para a inflação quanto para o produto e peso 0,5 nos juros. Realmente, a convergência da inflação para a nova meta inflacionária é mais rápida do que com a regra antecipativa 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.

Figura 10

Resposta a impulso da regra  $T(-1; 1,5; 0,5; 0)$  no modelo antecipativo



A fim de ilustrar a diferença dos tipos de regra, apresentamos nas figuras 10, 11 e 12 a dinâmica do modelo antecipativo para os três tipos de regras — Taylor, Ball e antecipativa com horizonte de três trimestres — usando os pesos tradicionais da regra de Taylor: 1,5 na inflação, 0,5 no produto, e sem alisamento dos 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 três períodos a frente. Em compensação, os efeitos sobre a inflação são maiores com esta regra, pois, apesar dos mesmos coeficientes, a regra antecipativa olha para a inflação futura, o que equivale a dar menos peso à inflação.

Figura 11  
Resposta a impulso da regra  $B(-1; 1, 5; 0, 5; 0)$  no modelo antecipativo

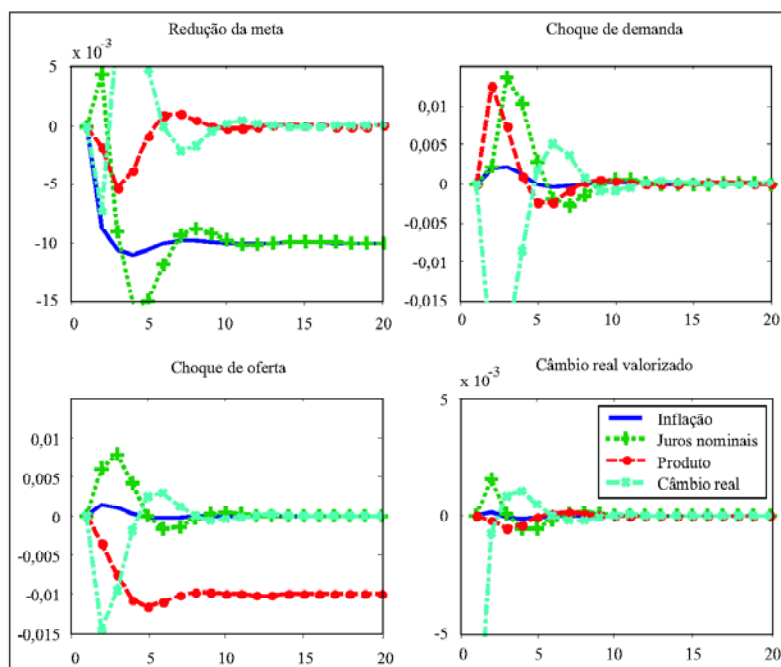
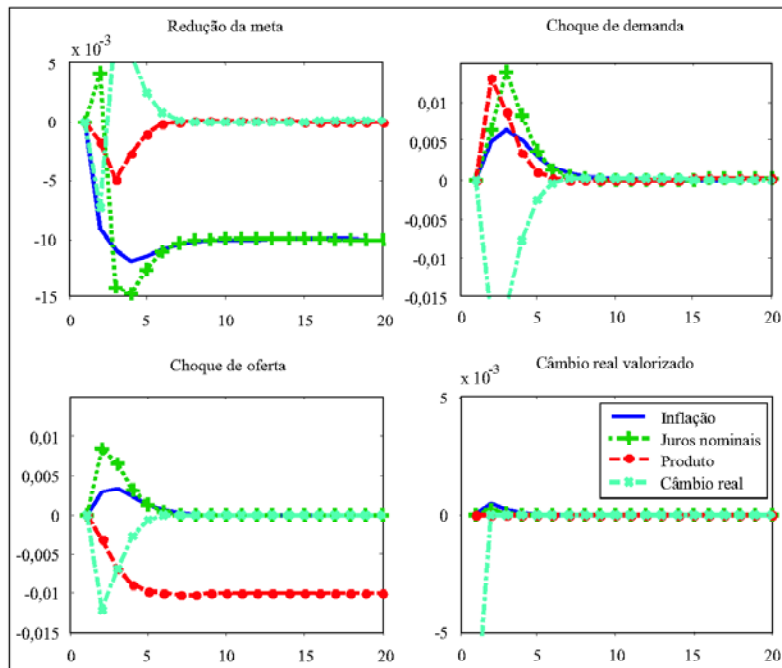


Figura 12  
Resposta a impulso da regra  $F(3; 1, 5; 0, 5; 0)$  no modelo antecipativo



## 8. Considerações Finais e Extensões

Este artigo procurou 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 antecipativa, devemos dar mais peso à inflação do que ao produto, e que a regra monetária deve ser pouco antecipativa. Se a economia for retroativa tanto o peso na inflação quanto o grau de antecipação da regra dependem do peso que a autoridade monetária dá à variabilidade da inflação e do produto. Quanto maior a preocupação com a variabilidade do produto, mais antecipativa é a regra e menor o peso na inflação. Na economia retroativa, um aumento no grau de antecipação da regra tem o mesmo efeito de uma redução do peso da inflação.

As simulações de resposta a impulso confirmam na dinâmica de curto prazo

os resultados das simulações estocásticas. Mas alguns resultados são notáveis. A economia antecipativa reage a choques com menos oscilações no produto do que a economia retroativa. A política monetária consegue afetar imediatamente a inflação tanto na economia antecipativa quanto na retroativa. 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 ótimas quando o objetivo é somente combater a inflação.

Pesquisa futura deverá estender o trabalho apresentado neste artigo em diversas direções. A mais imediata é a investigação 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 disso, 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.

## Referências

- Amato, J. & Laubach, T. (2000). Rule-of-thumb behavior and monetary policy. mimeog. BIS and Fed Board of Governors.
- Andrade, J. P. & Divino, J. A. (2000). Optimal rules for monetary policy in Brazil. mimeog.
- Ball, L. (1999). Policy rules for open economies. In Taylor, J. B., editor, *Monetary Policy Rules*, pages 127–44. The University of Chicago Press, London.

- Bank of England (1999). *Economic Models at the Bank of England*. Park Communications, London.
- Batini, N. & Haldane, A. G. (1999). Forward-looking rules for monetary policy. In Taylor, J. B., editor, *Monetary Policy Rules*, pages 157–92. The University of Chicago Press, London.
- Binder, M. & Pesaran, M. H. (1994). Multivariate rational expectations models and macroeconomic modelling: A review and some new results. In Pesaran, M. H. & Wickens, M. R., editors, *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*, pages 139–87. Basil Blackwell, Oxford.
- Black, R., Macklem, T., & Rose, D. (1997). On policy rules for price stability. In Bank of Canada, editor, *Price Stability, Inflation Targets and Monetary Policy*. Ottawa.
- Blake, D. (1991). The estimation of rational expectation models: A survey. *Journal of Economic Studies*, 18:31–70.
- Blanchard, O. & Kahn, C. (1980). The solution of difference models under rational expectations. *Econometrica*, 48(5):1305–1311.
- Blinder, A. (1998). *Central Banking in Theory and Practice*. MIT Press, Cambridge.
- Bogdanski, J., Freitas, P., Goldfajn, I., & Tombini, A. (2001). Inflation targeting in Brazil: Shocks, backward-looking prices, and IMF conditionality. Working Paper Series Banco Central do Brasil, n. 24, Brasília.
- Bogdanski, J., Tombini, A., & Werlang, S. (2000). Implementing inflation targeting in Brazil. Working Paper Series Banco Central do Brasil, n. 1, Brasília.
- Bonomo, M., Carrasco, V., & Moreira, H. (2003). Aprendizado evolucionário, inércia inflacionária e recessão em desinflações monetárias. *Revista Brasileira de Economia, a sair*.
- Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy: A new keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, 37:1661–707.
- Freitas, P. & Muinhos, M. (2000). A simple model for inflation targeting in Brazil. In: Encontro Nacional de Economia, 28. Anais.

- Fuhrer, J. & Moore, G. (1995). Inflation persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, 110:127–59.
- Gali, J. & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2):195–222.
- King, B. & Watson, M. (1995a). The solution of singular difference systems under rational expectations. mimeog., University of Virginia.
- King, B. & Watson, M. (1995b). System reduction and solution algorithms for singular linear difference systems under rational expectations. mimeog., University of Virginia.
- Klein, P. (2000). Using the generalized schur form to solve a multivariate linear rational expectations model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24:1405–23.
- McCallum, B. (1976). Rational expectations and the natural rate hypothesis: Some consistent estimates. *Econometrica*, 44:43–52.
- McCallum, B. & Nelson, E. (1999). Performance of operational policy rules. In Taylor, J. B., editor, *Monetary Policy Rules*, pages 15–45. The University of Chicago Press, London.
- McCallum, B. & Nelson, E. (2000). An optimizing IS-LM specification for monetary policy and business cycle analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 31.
- Pastore, A. C. & Pinotti, M. C. (2000). What have we learned about the channels of monetary transmission in Brazil? mimeog.
- Roberts, J. M. (1997). Is inflation sticky? *Journal of Monetary Economics*, 39:173–96.
- Romer, D. (2000). Keynesian macroeconomics without the LM curve. Technical Report 7461, NBER Working Paper, Cambridge.
- Sims, C. (2000). Solving linear rational expectations models. mimeog.
- Svensson, L. (2000). Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, 50:155–183.

- Taylor, J. (1979). Staggered wage setting in a macro model. *American Economic Review*, 69:108–113.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39:195–214.
- Taylor, J. B. (1999a). A historical analysis of monetary policy rules. In Taylor, J. B., editor, *Monetary Policy Rules*, pages 319–48. The University of Chicago Press, London.
- Taylor, J. B. (1999b). Introduction. In Taylor, J. B., editor, *Monetary Policy Rules*, pages 1–15. The University of Chicago Press, London.
- Wallis, K. (1980). Econometric implications of the rational expectation hypothesis. *Econometrica*, 48:49–74.
- Wickens, M. R. (1982). The efficient estimation of econometric models with rational expectations. *Review of Economic Studies*, 49:55–67.