



**F U N D A Ç Ã O
GETULIO VARGAS**

EPGE

Escola de Pós-Graduação
em Economia

Ensaio Econômico

Escola de

Pós-Graduação

em Economia

da Fundação

Getúlio Vargas

Nº 410

ISSN 0104-8910

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

Marco Antônio Cesar Bonomo, Ricardo Dias Oliveira Brito

Fevereiro de 2001

URL: <http://hdl.handle.net/10438/477>

Os artigos publicados são de inteira responsabilidade de seus autores. As opiniões neles emitidas não exprimem, necessariamente, o ponto de vista da Fundação Getulio Vargas.

ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Diretor Geral: Renato Fragelli Cardoso

Diretor de Ensino: Luis Henrique Bertolino Braido

Diretor de Pesquisa: João Victor Issler

Diretor de Publicações Científicas: Ricardo de Oliveira Cavalcanti

Antônio Cesar Bonomo, Marco
Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica
no Brasil: Uma Abordagem de Expectativas Racionais/
Marco Antônio Cesar Bonomo, Ricardo Dias Oliveira Brito - Rio
de Janeiro : FGV,EPGE, 2010
(Ensaio Econômico; 410)

Inclui bibliografia.

CDD-330

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

Marco Antonio Bonomo[†]
EPGE/FGV

Ricardo D. Brito[‡]
IBMEC e EPGE/FGV

Fevereiro 8, 2001

Resumo

Neste artigo estimamos e simulamos um modelo macroeconômico aberto de expectativas racionais (Batini e Haldane [4]) 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 [5]) e uma regra que utiliza previsões de inflação (ver Bank of England [3]). Resolvemos o modelo numericamente e contruímos fronteiras eficientes em relação às variâncias do produto e da inflação por simulações estocásticas, para choques i.i.d. ou correlacionados. 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 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[5]); and a rule based on inflation forecasts (Bank of England [3]). We solve the model numerically and we use stochastic simulations with iid and correlated shocks to construct efficient frontiers on the inflation variance and output variance space. The

*Os autores agradecem Marcos Antonio Coutinho da Silveira pelas discussões e comentários.

[†]Endereço para correspondência: bonomo@fgv.br

[‡]Professor do Departamento de Economia do IBMEC-Rio e doutorando da EPGE/FGV.

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.

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 [12], e Romer [24]). 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. Adicionalmente, como as equações podem ser derivadas de microfundamentos, os parâmetros têm interpretações estruturais, relacionadas a tecnologia e a estrutura de mercado. Os “pequenos modelos de macroeconomia”¹ 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 aberto, com base em Batini e Haldane [4], 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 consequência, 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 [5]

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

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 Haldrup [4] 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 [33]. 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 [18] que aperfeiçoa Blanchard e Kahn [9].

Para comparar o desempenho de longo prazo das diversas parametrizações deste 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. Nas simulações estocásticas utilizamos choques i.i.d. e choques correlacionados. A construção da matriz de correlação entre os choques neste último caso foi feita de acordo com a metodologia de Black et al. [7]. Como um dos pontos de maior divergência entre os macroeconomistas é se a economia é predominantemente forward-looking ou backward-looking, avaliamos o desempenho das regras entre modelos de acordo com a soma das funções objetivas nos dois modelos. Este critério implicitamente atribui probabilidade 0,5 para cada um dos cenários, e permite avaliar qual o aumento relativo da função objetivo quando se utiliza uma regra de ordem mais baixa. 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 cinco regras monetárias para quatro experimentos diferentes: redução da meta de inflação, redução da meta de juros, 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 muito incipiente. Dentre os poucos artigos escritos sobre o tema destacam-se os de Andrade e Divino [2] e Freitas e Muinhos [13]. Os 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 [13], 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 [4], 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 seção reporta os experimentos de resposta a impulso utilizando-se três 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[4] (doravante B&H). O modelo B&H é adequado por ser um modelo de economia aberta, forward-looking e capaz de reproduzir a dinâmica observada das principais variáveis macroeconômicas. No modelo, os microfundamentos são regras separadas dos agentes e firmas e não a otimização dinâmica explícita de um agente representativo. Contudo, as regras de decisão são motivadas por um comportamento racional e frequentemente utilizam as mesmas variáveis que aparecem nas equações derivadas explicitamente.

Trata-se de um sistema de 5 equações lineares representando um equilíbrio geral dinâmico estocástico com expectativas racionais, onde a rigidez nominal temporária é causada por salários escalonados (a la Fuhrer e Moore [14]).

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

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

onde: h_t é a diferença entre o produto e o produto potencial (o negativo do hiato de produto); E_t é a esperança condicionada a informação disponível no momento t (que inclui as variáveis determinadas no momento t)²; $\pi_t = p_t^c - p_{t-1}^c$ 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 $z_t = x_t + tt_t$, sendo que x_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) e tt_t representa os termos de troca no período t (razão entre o preço médio da exportação sobre o preço médio da importação); todas as variáveis transformadas pelo logaritmo natural.

²É comum na literatura a denominação de “forward-looking expectation” para E_t e “current-value expectation” para E_{t-1} . Wallis [32] discute a diferença entre E_t e E_{t-1} para propósitos de estimação.

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 [21]. 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.

Como o Brasil é um país pequeno no mercado internacional e estamos interessados em capturar efeitos de curto prazo, corrigimos o câmbio real pelos termos de troca³.

O lado da oferta tem uma equação de determinação de salários devida a Fuhrer e Moore[14]. O salário nominal é determinado de forma a 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 referência um termo que depende do nível de atividade da economia:

$$w_t - p_t^c = \chi_0 [E_t(w_{t+1}) - E(p_{t+1}^c)] + (1 - \chi_0) [w_{t-1} - p_{t-1}^c] + \chi_1 (h_t) + \varepsilon_{4t}; \quad (2)$$

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 [28]. 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 racionais⁴.

A determinação de preços é completada pela equação de 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 ϕ 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 aberta⁵. Supondo adicionalmente inflação externa nula, temos a seguinte equação para a curva de Phillips:

³Dado o período curto da análise, esta alteração melhora significativamente a estimação.

⁴Um forma é introduzir expectativas adaptativas por parte de alguns agentes, como em Amato e Laubach [1]. Roberts [23] gera inércia inflacionária utilizando diretamente dados de expectativas de inflação, cuja análise indicou não serem plenamente racionais. Bonomo, Carrasco e Moreira [11] supõem que existe uma parcela de agentes não-rationais, que aprendem gradualmente com a perda relativa de lucros.

⁵É 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.

$$\begin{aligned} \pi_t &= \chi_0 E_t (\pi_{t+1}) + (1 - \chi_0) \pi_{t-1} + \chi_1 [h_t + h_{t-1}] + \\ &\mu [(1 - \chi_0) \Delta x_t - \chi_0 E_t (\Delta x_{t+1})] + \varepsilon_{4t}; \end{aligned} \quad (5)$$

onde: $\mu = \frac{2(1-\phi)}{\phi}$, e $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$. Nesta equação μ é determinado a partir de ϕ^6 , supondo implicitamente que o repasse (passthrough) se dá apenas de forma direta, através dos preços importados⁷.

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 ε_3 , bem como outros ruídos do mercado de câmbio. Pastore e Pinotti [22] argumentam que esta representação é uma boa aproximação para o comportamento do câmbio na economia brasileira no passado recente. Rearrumando a equação (6)⁸ 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:

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

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:

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

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

$$\begin{aligned} \pi_t &= \chi_0 E_t (\pi_{t+1}) + (1 - \chi_0) \pi_{t-1} + \chi_1 [h_t + h_{t-1}] + \\ &\mu [(1 - \chi_0) \Delta x_t - \chi_0 E_t (\Delta x_{t+1})] + \varepsilon_{4t}. \end{aligned}$$

Notamos que neste modelo 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 é suficiente para redução da inflação hoje. Isto se deve a dois mecanismos: um associado ao termos forward-looking da IS e outro à equação de salários, qualquer um dos dois sendo suficiente para gerar o efeito contemporâneo. O termo forward-looking da IS faz com que a expectativa do produto amanhã afete o hiato de produto hoje. Como

⁶ Alternativamente, o coeficiente μ pode ser estimado.

⁷ Adicionalmente os preços importados podem influenciar os preços de bens produzidos domesticamente, em especial os preços dos bens comerciáveis.

⁸ 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.

supusemos que o produto afeta a determinação de salários contemporaneamente, a inflação é afetada imediatamente. A este efeito é adicionado o proveniente do termo forward-looking da equação de determinação de salários, segundo o qual o salário hoje depende da expectativa de salário no próximo período, que por sua vez depende da expectativa do hiato do produto amanhã.

2.1 A versão backward looking

Se restringirmos o modelo acima, impondo $\alpha_2 = \chi_0 = 0$, temos um modelo completamente backward-looking, bastante semelhante ao de Ball [5]. 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, isso entendido como o Banco Central não ter acesso a informação disponível em t quando fixa a taxa de juros nominal que vigorará entre t e $t + 1$ ⁹.

Numa aplicação do modelo de B&H, o Bank of England [3] 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; γ é o parâmetro de suavização da taxa de juros; r_t^* é a taxa de juros de equilíbrio (ou neutra); θ é o parâmetro de realimentação da política; π_{t+j} é a inflação entre $t+j$ e $t+j-1$; e π_t^* é a meta de inflação. A regra (8) é uma pequena modificação da proposta de Batini e Haldane [4], 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 respondem a 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:

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

⁹A expectativa do Banco Central é $E_{t-1} [\cdot]$. Ver pé de página número 3.

Ball [5] 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:

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

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 seções¹⁰.

Para tornar possível a comparação entre regras, experimentamos um mesmo conjunto de parâmetros de política (γ, θ, φ) para regras diferentes. Fizemos φ e θ 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, γ : 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.

3 Solução do Modelo

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.

É importante notar que incluso no vetor x estarão 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 conterá 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 & 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 & Pesaran[6], King & Watson[16]

¹⁰Note que a curva LM não foi sequer apresentada, pois a quantidade de moeda se ajusta segundo a taxa de juros nominal fixada por uma das regras.

e [17], Klein [18], ou Sims [26]. Exceto por Sims [26], que tem uma abordagem distinta¹¹, os outros três dão um tratamento semelhante ao de Blanchard & 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 & Pesaran [6] mostram que, dado o modelo estrutural multivariado de expectativas racionais (11) podemos definir:

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

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

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 redução a um sistema da primeira ordem é obtida definindo:

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

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

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

¹¹A 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.

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).

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 & Pesaran[6], King & Watson[16][17], Klein [18], ou mesmo Blanchard & Kahn [9].

Neste trabalho, optou-se pela abordagem de Klein[18], 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 arrançadas 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:

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

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-singular¹².

4 Dados, estimação e calibração

Os dados utilizados são o Produto Interno Bruto dessazonalizado, o índice de preços ao consumidor (INPC), o índice de câmbio real efetivo (uma ponderação dos 15 maiores parceiros comerciais brasileiros) obtidos no IPEADATA, e um índice de termos de troca. A taxa de juros pré-fixada de três meses foi calculada utilizando-se o valor do terceiro contrato a vencer de DI-futuro da BM&F, observado no primeiro dia útil do mês¹³. A proxy utilizada para o produto potencial foi calculada por uma tendência quadrática ajustada, como tem sido usual em aplicações empíricas¹⁴.

Os sistemas foram estimados para o período 1994:3 a 2000:1, 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 a 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[23]). 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 [19], Wallis [32] ou Wickens [33]¹⁵.

¹²Exposições 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 [18].

¹³Inicialmente utilizou-se a taxa Selic over. Os resultados melhoraram quando se trocou para a taxa de três meses do futuro de DI (o contrato mais longo para o qual se tem dados para todo o período), mostrando que mesmo a incipiente estrutura a termo brasileira tem relevância para o mecanismo de transmissão da política monetária. O problema é que o governo não controla a taxa de três meses do DI, mas influencia mais diretamente a taxa Selic. Um modelo mais completo deve ter uma equação que relaciona a taxa Selic com a taxa de três meses.

¹⁴Recentemente, alguns trabalhos (ver Gali e Gertler [15]) têm questionado a validade do uso de procedimentos como Hodrick-Prescott, ou uma função quadrática do tempo ajustada, como proxies para o produto potencial no contexto Novo Keynesiano deste trabalho. Contudo, devido ao incipiente estágio da discussão, optamos por seguir a prática atual.

¹⁵Blake[8] faz um resumo abrangente da estimação de modelos com expectativas racionais.

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 [33].

A estratégia adotada foi eliminar $E_t(\Delta x_{t+1})$ e $E_{t-1}(\pi_t)$ de (1) e (5) 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 $E_t(\Delta x_{t+1})$, utilizamos a paridade descoberta (6). 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:

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

$$- \frac{\alpha_3}{(1 + \mu) \chi_0} \left\{ \begin{array}{l} \pi_{t-1} - (1 - \chi_0) \pi_{t-2} - \chi_1 [h_{t-1} + h_{t-2}] \\ -\mu (1 - \chi_0) \Delta x_{t-1} + [\mu \chi_0 \varepsilon_{3t-1} - \varepsilon_{4t-1}] \end{array} \right\} + \alpha_4 x_{t-1} + \varepsilon_{1t};$$

e

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

no qual apenas as expectativas $E_t(h_{t+1})$ e $E_t(\pi_{t+1})$ têm impacto sobre as variáveis presentes.

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.

O subsistema backward é mais simples, pois temos apenas uma expectativa:

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

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \chi_1 [h_t + h_{t-1}] + \mu (1 - \chi_0) \Delta x_t + \varepsilon_{4t}. \quad (25)$$

Os sistemas (22)-(23) e (24)-(25) foram estimados para o período 1994:3 a 2000:2 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 (x_{t-1} e x_{t-2}). A Tabela 1 abaixo reporta as estimativas para as versões forward-looking e backward-looking. O parâmetro ϕ não foi estimado, mas calculado das contas nacionais como aproximadamente 0,95, o que implica o μ reportado abaixo.

Os parâmetros estimados têm o sinal esperado. O coeficiente da taxa de juros α_3 é estatisticamente significativo e sua magnitude indica que a taxa de juros tem um efeito importante sobre o nível de atividade. O coeficiente do câmbio na IS também é significativo, diferentemente do resultado encontrado

Param.	For. Estim.	Back. Estim.
α_1	1,06 (3,75)	0,91 (5,67)
α_2	0,07 (0,28)	0
α_3	-0,44 (-2,96)	-0,51 (-4,32)
α_4	0,08 (1,71)	0,08 (1,97)
χ_0	0,85 (4,84)	0
χ_1	0,09 (0,69)	0,16 (0,99)
μ	0,1	0,1

Tabela 1: Estimativa dos Parâmetros

na versão em que não houve correção para variações no termos de troca. Entretanto, o coeficiente do produto na curva de Phillips (χ_1) não é significativamente diferentes 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. Estas são as características comuns das estimativas dos modelos forward e backward.

Na versão forward-looking a IS é bastante backward-looking (o coeficiente do hiato do produto defasado α_1 é alto em relação ao coeficiente da expectativa do hiato futuro α_2) enquanto a curva de Phillips é muito forward-looking (o coeficiente da expectativa de inflação futura χ_0 é alto, o que implica efeito pequeno da inflação passada, dado por $1 - \chi_0$). 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 χ_0 na equação de salários do modelo. Este coeficiente é também interpretado em outros trabalhos como refletindo o grau de credibilidade da política, o que levaria ao questionamento do resultado obtido.

Uma corrente expressiva de economistas acredita que a economia é backward-looking, o que nos fez estimar uma versão backward-looking do modelo, restringindo os coeficientes forward-looking α_2 e χ_0 a serem zero. A primeira restrição não teve muito efeito prático, dada a reduzida magnitude de α_2 na estimativa forward-looking. Já a segunda restrição tem efeito importante na operação do modelo. Por este motivo decidimos trabalhar com calibrações baseadas em ambas as estimações do modelo.

Na estimação backward-looking, tanto o coeficiente do juros na IS (α_3) quanto o do hiato do produto na curva de Phillips (χ_1) aumentaram, embora este último continue não significativo. Tanto o alto nível de significância estatística e expressiva magnitude do 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 [2] e Pastore e Pinoti [22]¹⁶, que utilizam modelos backward-looking. No nosso caso a semielasticidade do

¹⁶Este trabalho não estima curva de Phillips.

juros encontrada é ligeiramente superior no curto prazo (a deles vai de $-0,42$ a $-0,46$), mas muito superior no longo prazo (aproximadamente 5 no nosso caso, contra aproximadamente 1,5 no caso deles), devido ao maior grau de persistência do hiato do produto (α_1) encontrado por nós. 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 [22] 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. No modelo forward uma pequena alteração em relação aos coeficientes estimados se fez necessária para garantir a estabilidade do modelo: reduzimos os coeficientes α_1 e α_2 de forma proporcional de modo que a soma fosse menor do que 1. A tabela 2 mostra as calibrações com que trabalhamos. Para efeito de comparação incluímos também a calibração de Batini e Haldane [4] 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.

Param.	B&H Calib.	For. Calib.	Back. Calib.
α_1	0,8	0,93	0,91
α_2	0	0,06	0
α_3	-0,5	-0,44	-0,51
α_4	0,2	0,08	0,08
χ_0	0,2	0,85	0
χ_1	0,2	0,09	0,16
μ	0,5	0,1	0,1

Tabela 2: Calibração dos Parâmetros

Observe que a calibração backward é qualitativamente similar à de Batini e Haldane para a Inglaterra. Nesta, a IS é completamente backward-looking ($\alpha_2 = 0$) e a curva de Phillips muito pouco forward-looking ($\chi_0 = 0,2$). A principal diferença é que os parâmetros relacionados aos efeitos do câmbio na IS e na curva de Phillips são bem maiores para a calibração inglesa, o que seria de se esperar pelo fato da economia inglesa ser muito mais aberta que a brasileira.

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 π^* é a meta de inflação. A solução para este problema é uma regra monetária eficiente¹⁷.

Devido a dificuldade de se encontrar uma solução analítica para este problema e à incerteza quanto ao modelo da economia¹⁸, adotamos a estratégia de restringir o nosso universo às 4719 regras mencionadas acima e comparar a sua performance para as versões forward e backward, de acordo com a função objetivo acima. Fazendo r^* e π^* 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 λ 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 ($T = 200$)¹⁹.

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 primeiro sob a hipótese simplificada de que os distúrbios são ruídos brancos (i.i.d). O caso de choques correlacionados é tratado no fim desta seção, segundo a abordagem de Black et al. [7]²⁰.

5.1 Choques i.i.d.

Reportamos nesta seção os resultados sob a hipótese de que os distúrbios da IS, da curva de Phillips e da equação do câmbio são ruídos brancos. As figuras 1 e 3 mostram no espaço de variâncias de produto e inflação as nuvens de regras correspondentes aos modelos forward-looking e backward-looking, respectivamente. As figuras 2 e 4, que mostram as fronteiras eficientes para estes modelos, foram calculadas fazendo λ variar com incrementos de 0,1. Adicionalmente mostramos nestas figuras o efeito da variação, a partir de um ponto da fronteira, de cada um dos parâmetros j , θ e φ , mantendo-se os outros fixos. Nas

¹⁷Discussões sobre o dilema entre discricção ou regra podem ser encontradas em Blinder [10] (informal), Taylor [29] e Taylor [31] (evidência histórica) e Clarida, Gali e Gertler[12].

¹⁸Como 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.

¹⁹Como McCallum&Nelson [20], rodamos simulações de 253 períodos e ignoramos os primeiros 53 para abstrair do problema de violação inicial das restrições implicadas pela solução do sistema.

²⁰É possível mostrar que a magnitude dos choques não influencia no formato da fronteira, mas apenas na sua localização. Por este motivo, apenas a estrutura de correlação importa.

figuras 2 e 4, utilizamos a notação $R(j, \theta, \varphi, \gamma)$ para identificar a regra, onde R denota o tipo de regra ($R \in \{T, B, F\}$ significando uma das equações (8)-(10)); j o lead ($j = -1, 0, 1, \dots, 10$), θ a reação à inflação ($\theta \in [0; 2,5]$), φ a reação ao hiato de produto ($\varphi \in [0; 2,5]$) e γ o fator de suavização ($\gamma \in [0; 1]$).

5.1.1 A Economia Forward-looking

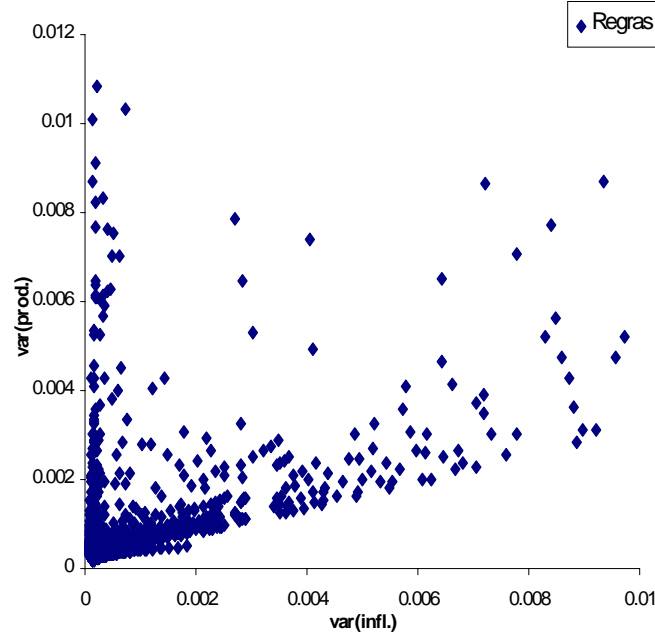


Figura 1: Nuvem de regras para a versão forward i.i.d.

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 ($j = 0$ ou 1). Adicionalmente, as regras eficientes em geral têm um peso muito 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, enquanto o peso no produto tem valores moderados (φ é sempre $0,5$ ou $0,75$). Verificamos também que as regras eficientes não se alteram muito com o critério de eficiência. Por exemplo, uma regra de Taylor com $\theta = 2,5$ e $\varphi = 0,5$ está muito perto de ser eficiente, qualquer que seja a distribuição de pesos relativos da autoridade monetária entre inflação e produto. Por fim, não há qualquer alisamento da taxa de juros ($\gamma = 0$) nas regras da fronteira.

As figuras 2.A e 2.B demonstram o efeito da variação de j , θ e φ , a partir de $F(0; 2,5; 0,75; 0)$. Uma redução de θ inicialmente causa um crescimento de $var(infl.)$ e diminuição de $var(prod.)$, mas a razão entre redução e aumento é menor do que a da fronteira. Reduzindo-se θ aquém de 1 aumenta não só a variância da inflação, mas a do produto também.

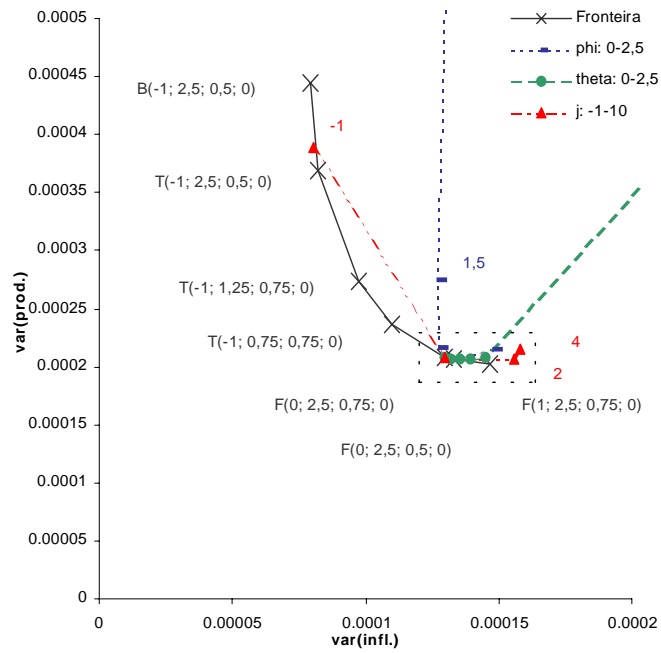


Figura 2.A: Fronteira da versão forward com choques i.i.d.

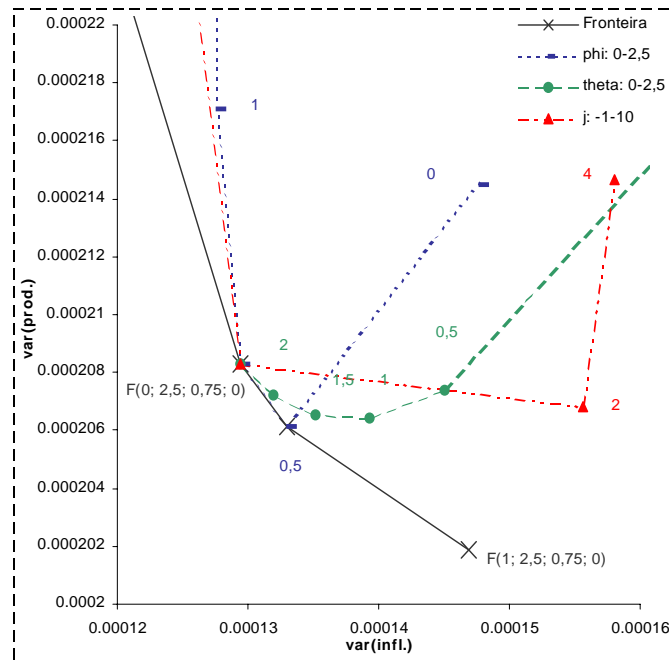


Figura 2.B: Ampliação da fronteira da versão forward

As figuras mostram o efeito da variação de φ na variância de produto também não é monotônico. Partindo de $\varphi = 0$, a variância do produto decresce até $\varphi = 0,5$ e volta a crescer a partir daí. Um aumento de φ tem efeito negativo na variância da inflação, mesmo após a inflexão.

O aumento de j é efetivo para reduzir as flutuações do produto até $j = 2$, 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 $j > 4$, 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.

5.1.2 A Economia Backward-looking

Na figura 3, a nuvem de regras para o modelo backward-looking está mais distante da origem que no modelo 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 [4]. O lead é pequeno ($j = 2$) quando o objetivo é minimizar a variância da inflação, mas vai aumentando quando o peso na variância do produto aumenta. O peso das regras eficientes no produto é o mesmo em todos os pontos da fronteira ($\varphi = 0,75$), mas o peso na inflação aumenta monotonicamente entre o mínimo ($\theta = 0$), quando o peso na variância da inflação é zero ($\lambda = 0$), e o máximo testado ($\theta = 2,5$) quando $\lambda = 1$. Todas as regras dão peso nulo ao alisamento do juros.

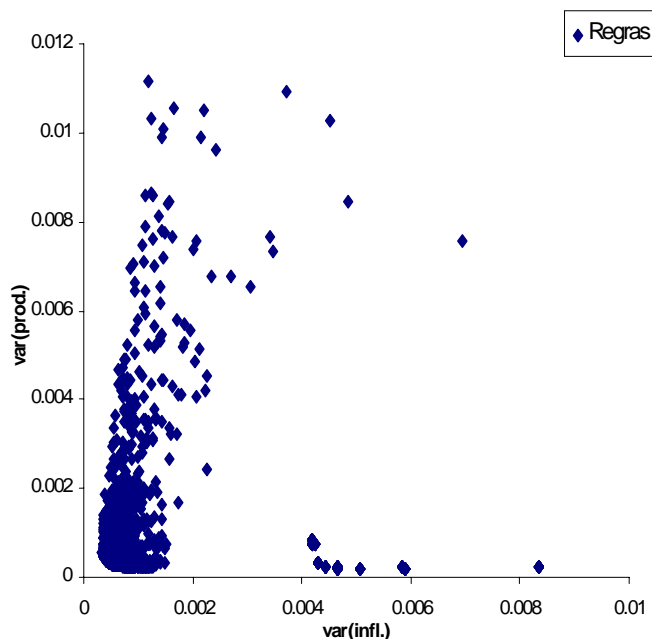


Figura 3: Nuvem de regras para a versão backward. i.i.d.

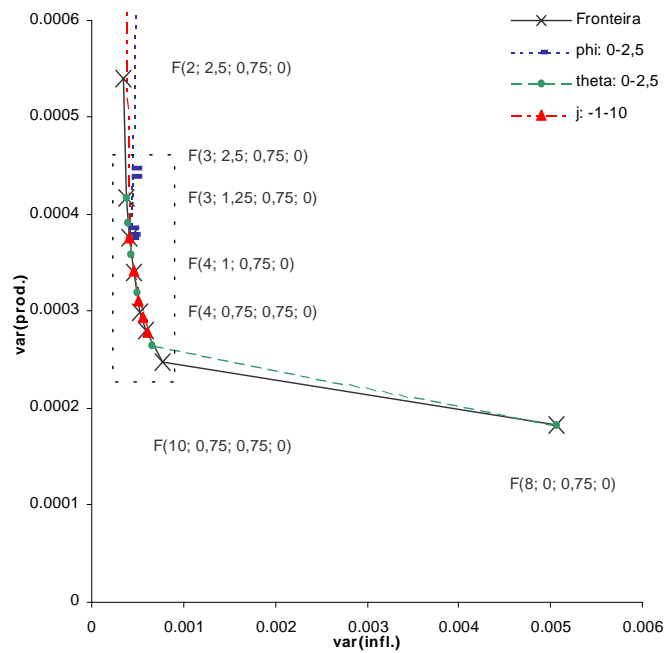


Figura 4.A: Fronteira da versão backward com choques i.i.d.

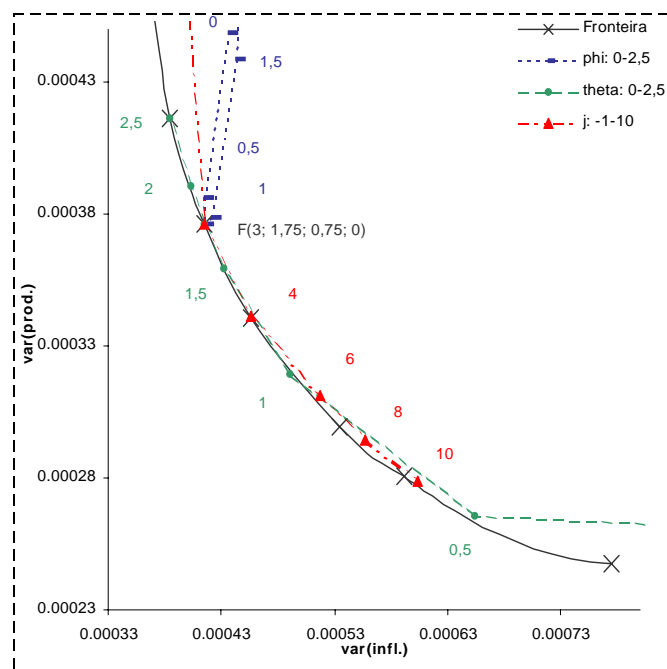


Figura 4.B: Ampliação da fronteira da versão backward

Os exercícios de variação de parâmetros a partir do ponto da fronteira $F(3; 1,75; 0,75; 0)$ 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 φ , cujo valor de 0,75 é ótimo para qualquer distribuição de pesos. Partindo de $\varphi = 0$, ambas variâncias de produto e inflação decrescem até $\varphi = 0,75$ e voltam 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.

Mostra-se que o aumento de j ou a redução de θ causam um aumento da variação da inflação e uma redução da variação do produto, praticamente tangenciando a fronteira. Quanto a j , ao reagir a expectativa da variável futura, a autoridade monetária tenta evitar que a futura variável 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, e a menor volatilidade das taxa de juros resulta em menor variação do hiato. Por outro lado, um θ menor implica uma reação mais suave a choques inflacionários, menor variação dos juros e conseqüentemente do hiato. Então 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 maior. Uma outra diferença, apontada por Batini e Haldane [4] é que se a economia é forward-looking a regra ótima é mais backward-looking que se a economia for backward-looking. Este resultado pode ser compreendido a partir das diferenças na transmissão da política monetária nas economias forward-looking e backward-looking. Na economia forward-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 conseqüência, a reação a eles pode ser estabilizadora. Podemos também racionalizar o menor peso que as regras eficientes do modelo backward-looking dão à inflação de forma similar.

5.1.3 Regras Robustas

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 [30], 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 inflação devem ser mais expressivas e importantes em cenários de variância alta. No nosso caso, como o cenário do modelo backward-looking tem variâncias maiores, deveríamos implicitamente favorecer regras que se saem relativamente melhor nele. Sugerimos um critério de otimalidade que a nosso ver atende melhor a estas preocupações. Procuramos para cada λ 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 abaixo, 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.

lambda*var(infl.)+(1-lambda)*var(prod.)					
lambda=0					
posição	regra*	theta	phi	gam	função
1	F10	0.25	0.75	0	1.0000
2	F9	0.25	0.75	0	1.0032
3	F8	0.25	0.75	0	1.0068
4	F7	0.25	0.75	0	1.0107
5	F6	0.25	0.75	0	1.0150
6	F5	0.25	0.75	0	1.0197
7	F4	0.25	0.75	0	1.0253
8	F10	0.25	1	0	1.0275
9	F9	0.25	1	0	1.0306
10	F3	0.25	0.75	0	1.0324
11	F8	0.25	1	0	1.0347
12	F7	0.25	1	0	1.0389
13	F6	0.25	1	0	1.0415
14	F2	0.25	0.75	0	1.0421
15	F5	0.25	1	0	1.0427
16	F10	0.5	0.75	0	1.0429
17	F4	0.25	1	0	1.0451
18	F9	0.5	0.75	0	1.0493
19	F3	0.25	1	0	1.0513
20	F1	0.25	0.75	0	1.0547

lambda=5					
posição	regra	theta	phi	gam	função
1	F3	1.75	1	0	1.0000
2	F3	2	1	0	1.0009
3	F3	1.5	1	0	1.0016
4	F3	1.5	0.75	0	1.0022
5	F4	2.25	1	0	1.0023
6	F3	1.75	0.75	0	1.0025
7	F3	2.25	1	0	1.0032
8	F4	2	1	0	1.0035
9	F2	1	0.75	0	1.0046
10	F3	2	0.75	0	1.0047
11	F4	2.25	0.75	0	1.0051
12	F4	2.5	0.75	0	1.0055
13	F4	2	0.75	0	1.0056
14	F3	1.25	0.75	0	1.0056
15	F3	2.5	1	0	1.0064
16	F4	1.75	1	0	1.0065
17	F2	1.25	0.75	0	1.0068
18	F4	1.75	0.75	0	1.0076
19	F3	1.25	1	0	1.0078
20	F3	2.25	0.75	0	1.0080

lambda=1					
posição	regra	theta	phi	gam	função
1	T	1.25	1.25	0	1.0000
2	T	1.5	1.5	0	1.0151
3	T	1.25	1.5	0	1.0170
4	B	1.25	1.25	0	1.0173
5	B	1.25	1	0	1.0179
6	B	1	1	0	1.0216
7	T	1.5	1.25	0	1.0286
8	F2	2.5	1	0	1.0330
9	F1	2	0.75	0	1.0369
10	F2	2.5	1.25	0	1.0397
11	T	1	1.25	0	1.0409
12	F1	2.25	0.75	0	1.0421
13	F1	1.75	0.75	0	1.0425
14	B	1	1.25	0	1.0435
15	F2	2.5	0.75	0	1.0443
16	T	1	1	0	1.0478
17	F2	2.25	1	0	1.0493
18	F1	1.75	1	0	1.0511
19	T	1.25	1	0	1.0540
20	F1	2	1	0	1.0552

Notas:

*: FX denota a regra (10) com $j=X$; T a regra (11); e B a regra (12)

Tabela 3: Colocação segundo o critério (28) para choques i.i.d.

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.

Regras Ótimas para:		Modelo Verdadeiro	
		forward	backward
lambda = 0			
na versão	incerta	1.04	1.18
	forward	1	7.12
	backward	inf.	1
lambda = 0,5			
na versão	incerta	1.06	1.01
	forward	1	inf.
	backward	1.10	1
lambda = 1			
na versão	incerta	1.25	1.10
	forward	1	inf.
	backward	1.97	1

Tabela 4: Ineficiência relativa

Como esperado, o critério acima implica em alguma perda quando se utiliza a 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.

5.2 Choques correlacionados: a abordagem de Black et al.

Posto que não existe nenhuma restrição econômica para que os choques de modelos estruturais do tipo (11) sejam i.i.d., a estimação da verdadeira estrutura de correlação surge como uma extensão natural. Neste caso, uma sugestão comum é a substituição no modelo estrutural da matriz de covariância estimada de um VAR com tantas variáveis quanto tipos de choques.

Contudo, tal sugestão é bastante imprecisa, posto que os choques do modelo estrutural são combinações dos choques do VAR forma reduzida. Cada choque do modelo estrutural deve ser construído por alguma acumulação das respostas a impulso contemporâneas e defasadas²¹ dos choques do VAR.

A sugestão de Black et al. [7] para a obtenção de uma estrutura de correlação dos choques estocásticos é que se estime um modelo VAR de $N - \text{variáveis}$, no qual as variáveis são determinadas pelos N tipos de choques considerados no modelo, e se utilize este VAR para produzir as respostas a impulsos estruturais. No caso geral, um choque do modelo estrutural é uma combinação de choques que inclui inovações de cada variável do VAR. Esta combinação é definida de tal forma que a resposta dinâmica do modelos estrutural se assemelhe a resposta a impulso do VAR para o intervalo de tempo entre o choque monetário e os seus efeitos reais.

Ou seja, sendo o VAR dado por:

²¹Lembre que a não-correlação serial é uma hipótese de construção.

$$x_t = A(L)x_t + \Omega\varepsilon_t \quad \varepsilon \sim N(0, I_N), \quad (29)$$

onde $\Omega^T\Omega$ é a matriz de covariância, o procedimento pode ser descrito em duas etapas:

1o) calcula-se as funções de resposta à impulso de todas as variáveis à todos os choques ($N \times N$) e trunca-se a série para l superior a uma certa defasagem: a resposta de x_{it} ao impulso $\varepsilon_{j,t}$ é dada por: $\mu_{j0}^i = \Omega_{ij}$; e a resposta de x_{it} ao impulso $\varepsilon_{j,t-l}$, para $l > 0$, é dada por: $\mu_{jl}^i = [A(L)^l \Omega_{:,j}]_i$;

2o) reescrevem-se as séries truncadas acima como sendo gerados por “choques de um período”. Como a resposta a impulso de x_{it} ao impulso ε_j pode ser gerada por: $\mu_j^{it} = \mu_{j0}^i \varepsilon_{j,t} + \mu_{j1}^i \varepsilon_{j,t-1} + \dots + \mu_{j, trunc}^i \varepsilon_{j,t-trunc}$; basta combinar tais μ_j^{it} s para obter os choques do modelo estrutural. Isso é feito observando-se que o choque μ^{it} da equação comportamental correspondente a x_{it} é dado por: $\mu^{it} = \mu_1^{it} + \dots + \mu_N^{it} = \sum_{j=1}^N \sum_{l=1}^{trunc} \mu_{jl}^i \varepsilon_{j,t-l}$.

Além de não impor a ortogonalidade dos distúrbios primitivos, esta abordagem permite que as propriedades estatísticas dos choques sejam tratadas de forma conjunta, e que as estruturas de autocorrelação e correlações cruzadas sejam determinadas por suas correlações históricas.

No nosso caso, os choques da (1), (5) e (6) motivaram um VAR no negativo do hiato, na inflação e no câmbio real ($N = 3$) com três defasagens ($trunc = 3$). Segundo Black et al. [7], a defasagem é dada pelo tempo necessário para que os choques monetários surtam efeitos reais. No caso brasileiro, Andrade [2] estima este período em três trimestres.

A matriz de covariância resultante da metodologia descrita acima tem a forma:

$$\begin{pmatrix} 0,0001 & -0,0001 & -0,0006 \\ & 0,0003 & 0,0004 \\ & & 0,0055 \end{pmatrix}.$$

22.

A correlação negativa entre produto e inflação sugere a predominância de choques de oferta. A correlação negativa entre produto e câmbio sugere a associação entre choques cambiais e choques de oferta. A correlação entre câmbio e inflação é positiva, como esperado.

²²A escolha de $trunc = 2$ não altera o resultado qualitativo e resulta na matriz de covariância:

$$\begin{pmatrix} 0,0001 & -0,00004 & -0,0004 \\ & 0,0001 & 0,0005 \\ & & 0,0042 \end{pmatrix}.$$

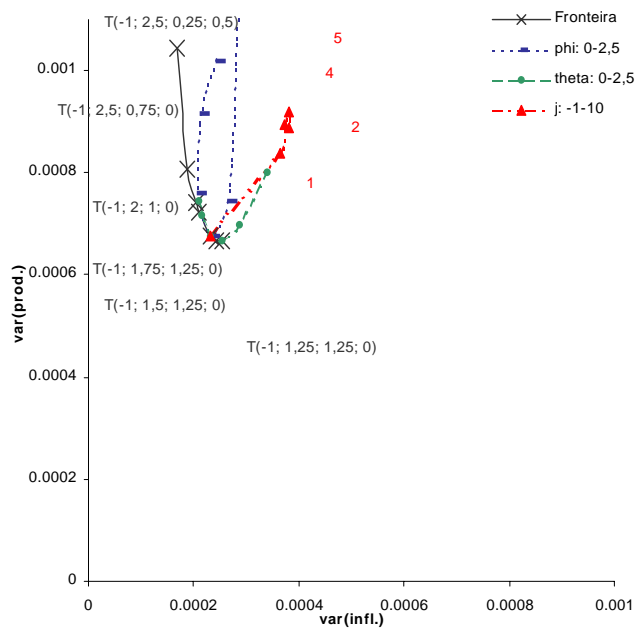


Figura 5: Fronteira da versão forward com choques correlacionados

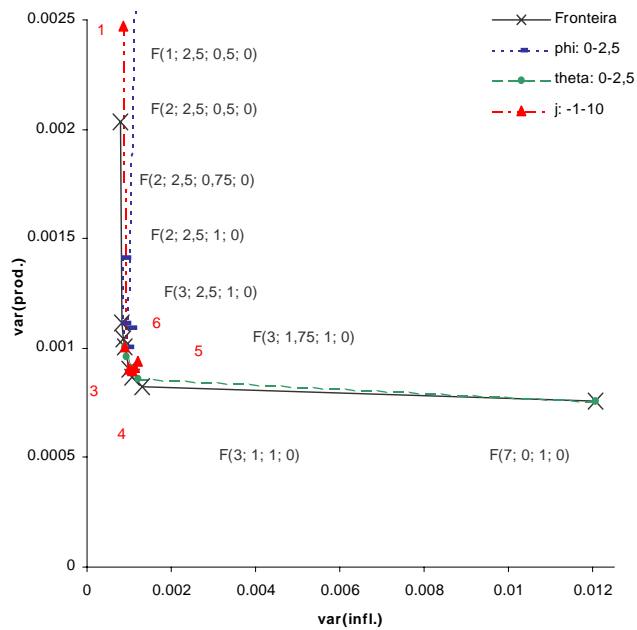


Figura 6: Fronteira da versão backward com choques correlacionados

As figuras 5 e 6 ilustram as fronteiras eficientes quando os choques são correlacionados, e a Tabela 5 abaixo apresenta a colocação geral das regras pelo critério robusto para as diversas ponderações entre as variâncias para o modelo com choques correlacionados. Embora os resultados mudem com choques correlacionados, inclusive com mudanças em todas as posições dos ranking, as

novas regras ótimas têm mudanças pequenas em relação às anteriores. Em particular, os padrões descritos na subseção anterior das regras ótimas nos modelos forward-looking e backward-looking são mantidos.

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 (π_t^*), choque transitório de demanda (ε_{1t}), choque permanente de oferta (redução do produto potencial) e câmbio real valorizado ($x_0 < 0$) (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 0,75 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 baseada 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 produto²³. Um aumento temporário de demanda provoca um aumento imediato temporário de produto da mesma magnitude, 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 aumento temporário da inflação, apesar do aumento preventivo da taxa de juros, e uma redução permanente do produto, mas que passa por um overshooting recessivo. Finalmente, a trajetória de uma taxa de câmbio real valorizada até o equilíbrio gera uma desvalorização com overshooting, o que causa um aumento preventivo da taxa de juros real e uma perda temporária de 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.

²³A taxa de juros real durante o ajuste aumenta. A aparência em contrário no gráfico deve-se à trajetória decrescente da inflação e ao fato de que a taxa de juros real se refere à inflação do próximo período.

lambda*var(infl.)+(1-lambda)*var(prod.)					
lambda=0					
posição	regra	theta	phi	gam	função
1	T	0.25	1	0	1.0000
2	T	0.5	1.25	0	1.0076
3	T	0.25	1.25	0	1.0135
4	T	0.5	1	0	1.0184
5	F10	0.25	1	0	1.0375
6	F9	0.25	1	0	1.0377
7	F8	0.25	1	0	1.0388
8	F3	0.25	1	0	1.0399
9	F2	0.25	1	0	1.0406
10	F7	0.25	1	0	1.0411
11	F4	0.25	1	0	1.0421
12	T	0.75	1.25	0	1.0429
13	F6	0.25	1	0	1.0434
14	F5	0.25	1	0	1.0437
15	F10	0.5	1	0	1.0483
16	F9	0.5	1	0	1.0487
17	F1	0.25	1	0	1.0494
18	F8	0.5	1	0	1.0509
19	B	0.25	1	0	1.0537
20	F7	0.5	1	0	1.0561

lambda=.5					
posição	regra	theta	phi	gam	função
1	T	0.75	1	0	1.0000
2	T	1	1.25	0	1.0051
3	T	1	1	0	1.0175
4	F2	2.5	1	0	1.0218
5	T	0.75	1.25	0	1.0229
6	F2	2.25	1	0	1.0231
7	F2	2	1	0	1.0260
8	F2	1.75	1	0	1.0313
9	F2	2.5	0.75	0	1.0376
10	F2	2.25	0.75	0	1.0395
11	F2	1.5	1	0	1.0403
12	F2	2	0.75	0	1.0426
13	F2	2.5	1.25	0	1.0459
14	F3	2.5	1	0	1.0466
15	F2	1.75	0.75	0	1.0477
16	F2	2.25	1.25	0	1.0491
17	F3	2.25	1	0	1.0496
18	F3	2	1	0	1.0543
19	F2	2	1.25	0	1.0544
20	F2	1.25	1	0	1.0553

lambda=1					
posição	regra	theta	phi	gam	função
1	B	1.25	1	0	1.0000
2	F1	2.5	0.75	0	1.0220
3	B	1.5	1	0	1.0227
4	F1	2.25	0.75	0	1.0244
5	T	1.25	1	0	1.0256
6	T	1.5	1.25	0	1.0286
7	F1	2.5	0.5	0	1.0307
8	F1	2	0.75	0	1.0345
9	F1	2.25	0.5	0	1.0349
10	B	1.5	1.25	0	1.0383
11	B	1.25	1.25	0	1.0412
12	T	1.25	1.25	0	1.0435
13	F1	2	0.5	0	1.0457
14	B	1	1	0	1.0473
14	B	1	0.75	0	1.0500
16	F1	1.75	0.75	0	1.0534
17	T	1	1	0	1.0581
18	F1	1.75	0.5	0	1.0645
19	F1	2.25	1	0	1.0677
20	B	1.25	0.75	0	1.0678

Notas:

*: FX denota a regra (10) com j=X; T a regra (11); e B a regra (12)

Tabela 5: Colocação segundo o critério (28) para choques correlacionados

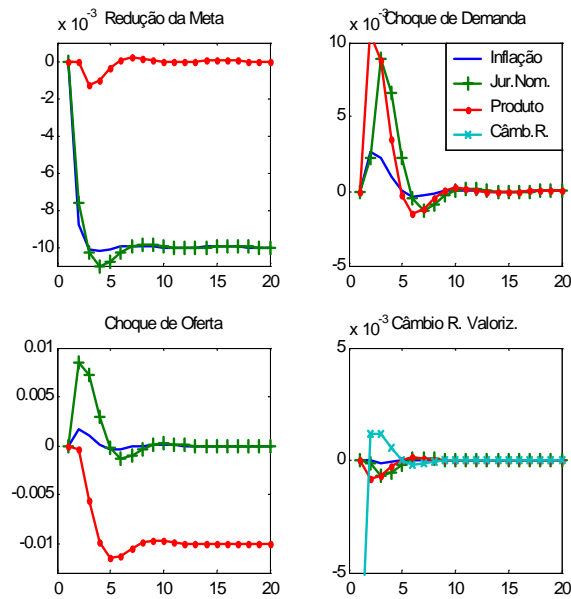


Figura 7: Resposta a impulso da regra $F(10;0,25;0,75,0)$ no modelo forward-looking

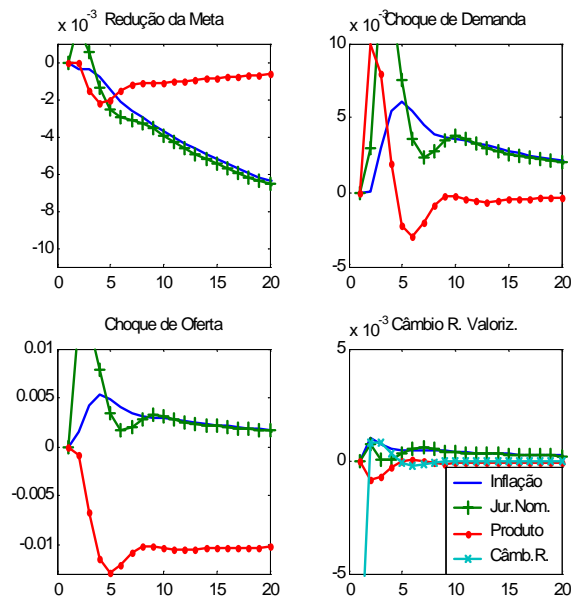


Figura 8: Resposta a impulso da regra $F(10;0,25;0,75,0)$ no modelo backward-looking

A figura 8 ilustra o efeito desta mesma regra na economia backward-looking. A redução de meta de inflação se faz com maior custo e uma lentidão muito maior nesta economia. O efeito de um choque temporário de demanda só pode

ser neutralizado com custos muito 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. Um choque de oferta permanente causa também um overshooting negativo do produto maior e mais inflação nesta economia. Embora o overshooting da taxa de câmbio seja maior na economia forward-looking, o seu efeito sobre a inflação e a recessão causada pelo aumento temporário dos juros são maiores na economia backward-looking. Fica claro em todas as simulações que nesta economia a inflação reage defasadamente à política monetária.

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 geral acima. É uma regra de Taylor com peso 1,25 tanto para a inflação quanto para o produto. Realmente, a redução da inflação se dá muito mais rapidamente a partir da redução da meta monetária. 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.

Mostramos na figura 10 a dinâmica do modelo forward-looking com uma regra que tem bom desempenho neste modelo, para qualquer função objetivo. É uma regra de Taylor com peso 2,5 na inflação e 0,5 no produto. A fim de ilustrar a diferença dos tipos de regra, apresentamos na figura 11 e 12 a dinâmica do mesmo modelo forward-looking com regras do tipo proposto por Ball e do tipo forward-looking com lead de 3 trimestres, mantendo os mesmos pesos na inflação, no produto e no juros. Embora as dinâmicas sejam similares, o leitor atento vai observar que a regra de Ball causa maiores oscilações no produto 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, confirmando o resultado que coloca esta regra de Ball na fronteira eficiente do modelo forward-looking quando o único objetivo é estabilizar a inflação. Finalmente na figura 12, notamos que tanto os movimentos do produto 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.

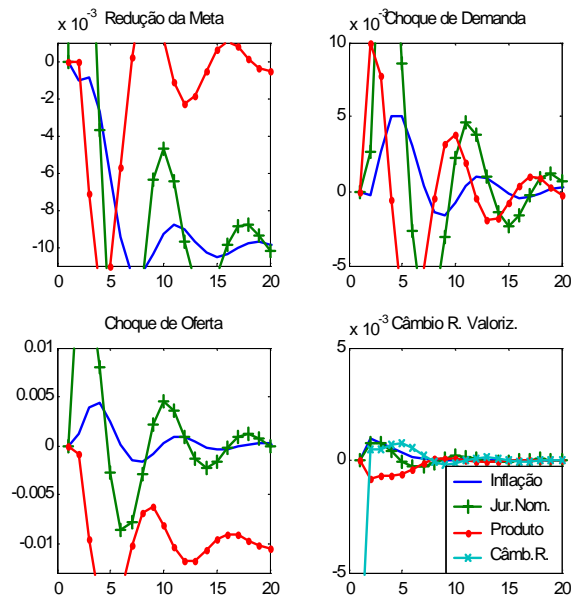


Figura 9: Resposta a impulso da regra $T(-1;1,25;1,25,0)$ no modelo backward-looking.

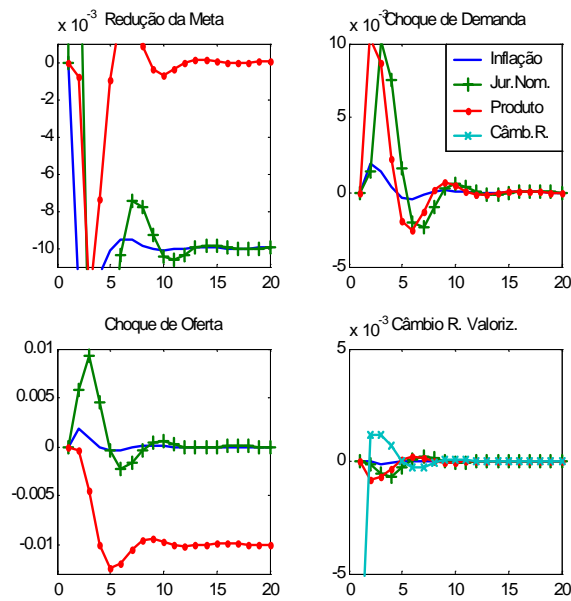


Figura 10: Resposta a impulso da regra $T(-1;2,5;0,5;0)$ no modelo forward-looking.

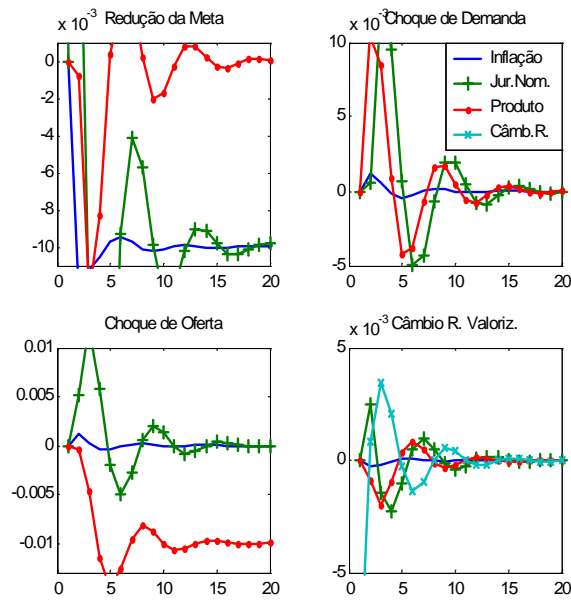


Figura 11: Resposta a impulso da regra $B(-1;2,5;0,5;0)$ no modelo forward-looking.

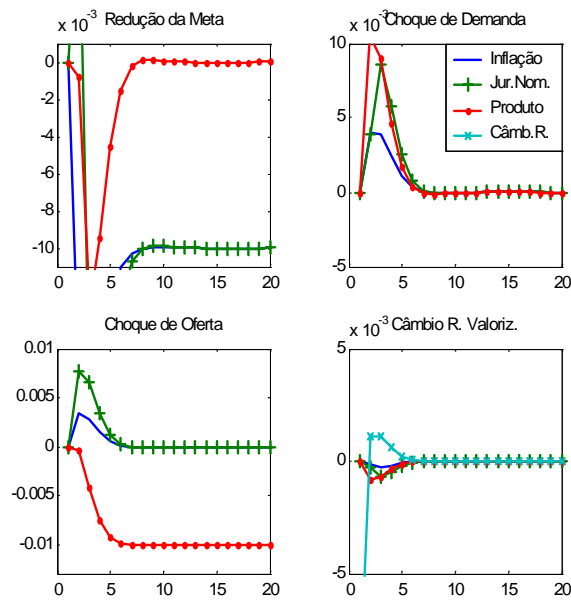


Figura 12: Resposta a impulso da regra $F(3;2,5;0,5;0)$ no modelo forward-looking.

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 muito 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 na economia forward-looking, enquanto na economia backward-looking existem defasagens. A desvalorização corretiva da taxa de câmbio tem sempre um overshooting maior na economia forward-looking, mas mesmo assim as consequentes oscilações de inflação e de produto são muito mais tênues nesta economia. Outro resultado importante é a impotência de regras muito forward-looking para reduzir a inflação se a economia for backward-looking. Neste caso, o objetivo é prontamente atingido quando se utiliza uma regra de Taylor com pesos parecidos na inflação e no produto, o que ocasiona variações substanciais do produto neste e nos outros experimentos.

Pesquisa futura deverá estender o presente trabalho em diversas direções. A mais imediata é a investigação de forma mais 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.

Referências

- [1] Amato, J. & Laubach T. *Rule-of-Thumb Behavior and Monetary Policy*, BIS e Fed Board of Governors, 2000. Mimeografado.

- [2] Andrade, J. P. & Divino, J. A. *Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil*. 2000. Mimeografado.
- [3] Bank of England. *Economic Models at the Bank of England*. London: Park Communications Ltd, 1999.
- [4] Batini, N. & 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.
- [5] 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.
- [6] Binder, M. & Pesaran, M. H. Multivariate Rational Expectations Models and Macroeconometric Modelling: A Review and Some New Results. In: Pesaran, M. H. & Wickens, M. R. (eds.). *Handbook of Applied Econometrics: Macroeconomics*. Oxford: Basil Blackwell, 1994, p.139-87.
- [7] Black, R.; Macklem, T. & 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. & 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] Bonomo, M.; Carrasco, V. & Moreira, H. *Aprendizado Evolucionário, Inércia Inflacionária e Recessão em Desinflações Monetárias*. Rio de Janeiro: Ensaios Econômicos EPGE/FGV, n. 403, 2000.
- [12] Clarida, R.; Gali, J. & Gertler, M. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature*, v.37, December, 1999, p.1661-707.
- [13] Freitas, P. & Muinhos, M. A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil. XXVIII Encontro Nacional de Economia. *Anais*. Campinas, 2000.
- [14] Fuhrer, J. & Moore, G. Inflation Persistence. *The Quarterly Journal of Economics*, February, v.110, 1995, p.127-59.
- [15] Gali, J. & Gertler, M. Inflation Dynamics: a structural econometric analysis, *Journal of Monetary Economics*, v.44, 2, 1999, p.195-222.
- [16] King, B. & Watson, M. *The Solution of singular difference systems under rational expectations*. University of Virginia, 1995. Mimeografado.
- [17] King, B. & Watson, M. *System reduction and solution algorithms for singular linear difference systems under rational expectations*. University of Virginia, 1995. Mimeografado.

- [18] 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.
- [19] McCallum, B. Rational expectations and the natural rate hypothesis: some consistent estimates, *Econometrica*, vol.44, 1976, p.43-52.
- [20] McCallum, B. & 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.
- [21] McCallum, B. & Nelson, E. An optimizing IS-LM specification for monetary policy and business cycle analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, v.31, 2000.
- [22] Pastore, A. C. & Pinotti, M. C. *What have we learned about the channels of monetary transmission in Brazil?*. 2000. Mimeografado.
- [23] Roberts, J. M. Is inflation sticky?. *Journal of Monetary Economics*, vol.39, 1997, p.173-96.
- [24] Romer, D. *Keynesian Macroeconomics Without the LM Curve*. Cambridge: NBER Working Paper, n.7461, 2000.
- [25] 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.
- [26] Sims, C. Solving Linear Rational Expectations Models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2000.
- [27] 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.
- [28] Taylor, J. Staggered Wage Setting in a Macro Model, *American Economic Review*, v.69, 1979, 108-113.
- [29] Taylor, J. B. Discretion versus policy rules in practice, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v.39, 1993, pp.195-214.
- [30] Taylor, J. B. Introduction. In: Taylor, J. B. (ed.). *Monetary Policy Rules*. London: The University of Chicago Press, 1999, p.1-15.
- [31] 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.
- [32] Wallis, K. Econometric Implications of the Rational Expectation Hypothesis, *Econometrica*, v.48, 1980, pp.49-74.
- [33] Wickens, M. R. The Efficient Estimation of Econometric Models with Rational Expectations, *Review of Economic Studies*, v.49, 1982, pp.55-67.