

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

LUCAS ARONNE SCHIFINO

**DOIS ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA ÓTIMA APLICADA AO BANCO
CENTRAL DO BRASIL: PREFERÊNCIAS NO PERÍODO DO REGIME DE METAS
PARA A INFLAÇÃO E CONSIDERAÇÃO DA RESTRIÇÃO DE NÃO
NEGATIVIDADE**

Porto Alegre

2013

LUCAS ARONNE SCHIFINO

**DOIS ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA ÓTIMA APLICADA AO BANCO
CENTRAL DO BRASIL: PREFERÊNCIAS NO PERÍODO DO REGIME DE METAS
PARA A INFLAÇÃO E CONSIDERAÇÃO DA RESTRIÇÃO DE NÃO
NEGATIVIDADE**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, ênfase em Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

Porto Alegre

2013

DADOS INTERNACIONAIS DE CATALOGAÇÃO NA PUBLICAÇÃO (CIP)

Responsável: Biblioteca Gládis Wiebelling do Amaral, Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS

S333e Schifino, Lucas Aronne

Dois ensaios sobre política monetária ótima aplicada ao Banco Central do Brasil : preferências no período do regime de metas para a inflação e consideração da restrição de não negatividade Sul / Lucas Aronne Schifino. – Porto Alegre, 2013.
66 f. : il.

Orientador: Marcelo Savino Portugal.

Ênfase em Economia Aplicada.

Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós-Graduação em Economia, Porto Alegre, 2012.

1. Política econômica : Brasil. 2. Inflação. 3. Câmbio. 4. Taxa de juros. I. Portugal, Marcelo Savino. II. Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Faculdade de Ciências Econômicas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III. Título.

CDU 336.74.02

LUCAS ARONNE SCHIFINO

**DOIS ENSAIOS SOBRE POLÍTICA MONETÁRIA ÓTIMA APLICADA AO BANCO
CENTRAL DO BRASIL: PREFERÊNCIAS NO PERÍODO DO REGIME DE METAS
PARA A INFLAÇÃO E CONSIDERAÇÃO DA RESTRIÇÃO DE NÃO
NEGATIVIDADE**

Dissertação submetida ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia, com ênfase em Economia Aplicada.

Aprovada em: Porto Alegre, 30 de novembro de 2012.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Edilean Kleber da Silva Bejarano Aragón
Universidade Federal da Paraíba – UFPB

Prof. Dr. Fabricio Tourrucôo
Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS

Prof. Dr. Ronald Hillbrecht
Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS

RESUMO

O objetivo desta dissertação, composta por dois ensaios, é estudar a condução da política monetária brasileira com base no arcabouço teórico popularizado por Svensson (1997) e Ball (1999), centrado em um banco central otimizador restrito à estrutura da economia. Nesse sentido, o primeiro ensaio atualiza o trabalho de Aragón e Portugal (2009), buscando identificar as preferências do Banco Central do Brasil (BCB) durante a vigência do Regime de Metas de Inflação (RMI) por meio da calibragem do modelo otimização intertemporal. Os resultados mostram que, enquanto o hiato do produto possui menos de 10% de ponderação nas preferências do BCB, a extensão da amostra de 2007 até 2011 aumenta o peso do objetivo de suavização da taxa de juros. Apesar disso, a meta de inflação permanece preponderante nas preferências da autoridade monetária brasileira. Ademais, expandindo a metodologia para investigar se a trajetória da taxa de juros reflete *fear of floating* por parte do BCB, os resultados evidenciam que a taxa de câmbio não parece desempenhar papel relevante em seus objetivos. O segundo ensaio objetiva verificar as consequências da consideração da restrição de não negatividade sobre a taxa de juros nominal, ignorada em grande parte da literatura, quando o modelo de otimização da política monetária é aplicado ao caso brasileiro. Para obtenção da solução do modelo restrito recorre-se ao método numérico de colocação (*collocation method*), proposto por Kato e Nishiyama (2005). Apesar da intuição de que a restrição de não negatividade deve ser irrelevante para a formulação de regras monetárias ótimas em países de inflação moderada para alta, como o Brasil, os resultados encontrados mostram que, mesmo levando em conta os estados pelos quais transitou a economia brasileira nos últimos 12 anos, tal relevância pode ser verificada, mas depende crucialmente dos parâmetros de preferências atribuídos ao banco central. No que diz respeito à identificação das preferências do BCB, um exercício de calibragem produz resultados não conclusivos, com algumas evidências de relevância da restrição de não negatividade.

Palavras-chave: Política monetária ótima. Regras monetárias ótimas. Preferências do banco central. Restrição de não negatividade.

ABSTRACT

The purpose of this dissertation, composed of two essays, is to assess the Brazilian monetary policy using the theoretical framework popularized by Svensson (1997) and Ball (1999), based on an optimizer central bank restricted to the structure of the economy. The first essay updates Aragon and Portugal's (2009) paper, seeking to identify the Central Bank of Brazil's (CBB) preferences during inflation targeting regime using model calibration. The results show that while the weight on output gap in CBB's preferences is less than 10%, the sample extension from 1997 to 2011 increases the importance of interest rate smoothing. Nevertheless, inflation stabilization remains predominant in CBB's objectives. Furthermore, expanding the methodology to check the presence of fear of floating behavior, the results show that exchange rate does not seem to play a relevant role in the monetary authority's preferences. The second essay aims to verify the consequences of the non-negativity constraint (zero lower bound) on nominal interest rate in the same type of model applied to Brazil. To obtain the solution of the restricted model the numerical *collocation method*, proposed by Kato and Nishiyama (2005), is adopted. Despite the intuition that the non-negativity constraint should be irrelevant to the formulation of optimal monetary rules in countries with moderate to high inflation, such as Brazil, the results show that, even taking into account the states Brazilian economy has been through during inflation targeting regime, this relevance can be ascertained, but depends crucially on the preferences parameters imputed to the central bank. Regarding the consequences of the zero lower bound to identification of CBB' preferences, a calibration exercise produces inconclusive results, with some evidence of relevance of the non-negativity constraint.

Keywords: Optimal monetary policy. Optimal monetary rules. Central bank preferences. Zero lower bound.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	7
2 IDENTIFICAÇÃO DAS PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL DO BRASIL NO PERÍODO 2000 - 2011	8
2.1 Introdução	8
2.2 O modelo de otimização da política monetária	11
2.2.1 Modelo de economia	11
2.2.2 Objetivo da política monetária	12
2.2.3 Resolução do problema da política monetária	13
2.3 Resultados	15
2.3.1 Estimação do modelo de economia.....	15
2.3.2 Identificação das preferências do BCB no período 2000 - 2011	18
2.4 Considerações finais	25
3 A RESTRIÇÃO DE NÃO NEGATIVIDADE E SUAS CONSEQUÊNCIAS SOBRE A DERIVAÇÃO DE REGRAS MONETÁRIAS ÓTIMAS PARA O BANCO CENTRAL DO BRASIL E PARA A IDENTIFICAÇÃO DE SUAS PREFERÊNCIAS	26
3.1 Introdução	26
3.2 Um modelo de política monetária com restrição de não negatividade sobre a taxa de juros nominal	28
3.2.1 Modelo de economia	28
3.2.2 Objetivo da política monetária	29
3.2.3 Resolução do Problema da Política Monetária	30
3.3 Resultados	34
3.3.1 Estimação do modelo de economia	34
3.3.2 Regras monetárias ótimas e preferências do BCB.....	38
3.3.2.1 O efeito da restrição de não negatividade	41

3.3.2.2 Identificação das preferências do BCB	53
3.4 Considerações finais	59
4 CONCLUSÕES	60
REFERÊNCIAS	62
APÊNDICE – DEFINIÇÃO DE VETORES E MATRIZES DO MODELO EM QUE A FLUTUAÇÃO CAMBIAL É UMA META DA POLÍTICA MONETÁRIA	65

1 INTRODUÇÃO

O objetivo desta dissertação, composta por dois ensaios, é estudar a condução da política monetária brasileira com base no arcabouço teórico popularizado por Svensson (1997) e Ball (1999). Nesse arcabouço, o banco central controla a taxa básica de juros da economia de modo a minimizar as perdas geradas pela inflação fora da meta, pelo produto fora de seu potencial e pela volatilidade da própria taxa de juros. Considerando um horizonte de atuação infinito, a autoridade monetária resolve esse problema restrito às leis de movimento da economia, descrita por um modelo estrutural composto por equações que descrevem a dinâmica da inflação e do hiato do produto. A solução desse problema produz uma regra de atuação ótima para o banco central como função das variáveis de estado da economia, dependente das preferências atribuídas a cada uma de suas metas em sua função objetivo.

Dessa forma, a vantagem desse arcabouço baseado em um modelo de otimização intertemporal é a possibilidade de se isolar, na reação da política monetária, os componentes determinados pela dinâmica da própria economia daqueles que efetivamente refletem as preferências do banco central. Com isso, o método proporciona uma plataforma bastante atrativa a ser explorada para a interpretação do comportamento de autoridades monetárias. Nesse sentido, a ruptura ocorrida na política monetária brasileira em 1999, com o abandono da âncora cambial e a adoção do Regime de Metas de Inflação (RMI), motiva sua utilização como meio de estudar a atuação do Banco Central do Brasil (BCB) desde então.

O presente trabalho explora duas frentes de estudo distintas relacionadas à derivação de regras monetárias ótimas e a identificação dos objetivos ocultos da política monetária brasileira com base na metodologia descrita. Em primeiro lugar, o trabalho busca, no primeiro ensaio, identificar as preferências do BCB ao longo do período de vigência do RMI atualizando o trabalho de Aragón e Portugal (2009). Dadas as alterações significativas na conjuntura econômica brasileira ao longo da década de 2000, é possível suspeitar que, com a acréscimo de dados à amostra, sejam observadas alterações nos resultados obtidos anteriormente. Além disso, aproveitando esse esforço, também são implementados exercícios, dentro do mesmo arcabouço, para explorar o papel desempenhado pela taxa de câmbio na condução da política monetária brasileira. O objetivo é verificar a presença do “medo da flutuação cambial”, que poderia ser justificável pela necessidade do BCB de domar as expectativas dos agentes em meio à adaptação de um país com histórico inflacionário grave a um regime de política monetária que não possui guias ou âncoras explícitas.

Em segundo lugar, o trabalho procura, no segundo ensaio, verificar as implicações da consideração da restrição de não negatividade sobre a taxa de juros nominal dentro do arcabouço descrito quando aplicado à derivação de regras ótimas e identificação de preferências no caso brasileiro. Tendo em vista a conveniência que representa à solução desses modelos, tal restrição, em geral, é negligenciada pela literatura que faz uso do modelo de banco central otimizador, visto que, nesse caso, seu problema de otimização acaba tendo como resultado uma política ótima que é função linear de suas variáveis de estado, facilmente obtida de forma numérica. Apesar da dificuldade significativa gerada à resolução do modelo, tal restrição, que na prática, deve ser respeitada pelos bancos centrais, pode desempenhar papel fundamental nos resultados obtidos, como demonstram Kato e Nishiyama (2005).

2 IDENTIFICAÇÃO DAS PREFERÊNCIAS DO BANCO CENTRAL DO BRASIL NO PERÍODO 2000 - 2011

2.1 Introdução

O estudo de trajetórias ótimas de política monetária é relativamente difundido na literatura. Em geral, os trabalhos a respeito do tema exploram o conhecido resultado do modelo de otimização intertemporal com função objetivo quadrática e restrições lineares (regulador linear-quadrático)¹ para mostrar como, em um contexto de Metas de Inflação, deve ser a reação ótima do banco central². Nesse arcabouço, a autoridade monetária controla a taxa de juros nominal sujeita ao comportamento estrutural da economia, objetivando atingir uma meta de inflação, manter o produto crescendo conforme seu potencial e, em alguns casos, suavizar os juros nominais.

A aplicação desse modelo à política monetária de diversos países do mundo, com o objetivo de identificar os parâmetros de preferências que caracterizam seus bancos centrais, já foi amplamente explorada na literatura. Apenas para citar alguns, pode-se mencionar os trabalhos de Rudebusch e Svensson (1999), Söderlind et al (2002) e Castelnuovo e Surico (2003) com aplicação para os Estados Unidos e Collins e Siklos (2004) com aplicação para um grupo de países.

¹ Ver, por exemplo, Ljungqvist e Sargent (2000, cap. 5).

² Entre os primeiros e mais notórios desses trabalhos encontram-se Svensson (1997, 1999) e Ball (1999).

Para o caso brasileiro, a utilização de modelos de otimização intertemporal para identificar as preferências do Banco Central do Brasil (BCB) encontra-se ainda em estágio inicial, até pelo relativamente curto período de vigência do Regime de Metas de Inflação (RMI) no País, adotado em meados de 1999. Aragón e Portugal (2009), utilizando um modelo estrutural com expectativas *backward looking* para a economia brasileira e adotando as estratégias de calibragem e de estimação por máxima verossimilhança, mostram que o BCB, no período 2000-2007, atribuiu grande parte de seus objetivos à obtenção da meta de inflação, com alguma ponderação para a suavização de juros e pouco peso para a estabilização do produto. Palma e Portugal (2011), utilizando um modelo com formação de expectativas racionais para representar a economia brasileira, chegam a resultados semelhantes, porém com a conclusão de que o BCB aproxima-se mais do caso de política discricionária na condução da taxa de juros. Por fim, Palma e Portugal (2012) aplicam o modelo dentro de um ambiente de equilíbrio geral (DSGE³), obtendo preferências para o BCB também com predominância da meta de inflação, porém com pesos maiores para a suavização de juros e do produto, além de pequena ponderação para a suavização da taxa de câmbio, introduzida como meta da autoridade monetária.

Buscando oferecer mais uma contribuição para o estudo da condução da política monetária no Brasil durante o RMI, o presente trabalho atualiza o trabalho de Aragón e Portugal (2009) e o estende com alguns exercícios adicionais, objetivando verificar possíveis alterações nos resultados obtidos anteriormente. De modo mais específico, objetiva-se avaliar se a extensão da amostra de 2007 a 2011 pode ter representado alguma alteração no que diz respeito às preferências do BCB. Além disso, por meio da introdução de uma meta de suavização da taxa de câmbio nos objetivos do BCB, busca-se verificar se existem evidências de “medo da flutuação cambial”⁴ no comportamento da autoridade monetária no período de utilização do RMI.

A conjuntura econômica brasileira mudou significativamente desde 1999. O RMI foi adotado, naquele ano, em decorrência de uma crise de fuga de capitais e apenas cinco anos após o Brasil ter atingido a estabilidade de preços, com o Plano Real, depois de o País ter convivido por muito tempo com inflação descontrolada. O período entre 1999 até 2004 ainda foi marcado por severas restrições externas, que exigiram uma condução bastante austera da

³ A sigla DSGE refere-se aos modelos do tipo *dynamic stochastic general equilibrium*.

⁴ Na literatura internacional o comportamento tratado aqui como “medo da flutuação cambial” é referido como *fear of floating*.

política monetária, com manutenção de altas taxas de juros. Ainda assim, os episódios de depreciação cambial do período provocaram a extrapolação da meta de inflação em 2001 e 2002, sendo que em 2003 e 2004 a mesma somente foi obtida após ter sido revisada para cima.

De 2005 em diante, contudo, o ganho da confiança do mercado internacional, que aumentou significativamente o influxo de capitais para o Brasil, facilitou a tarefa do BCB no que diz respeito à obtenção das metas planejadas. Nesse ínterim, o processo de construção de credibilidade do RMI foi acompanhado por queda consistente da taxa de juros natural da economia⁵.

Desse modo, o histórico descrito mostra a importância da constante renovação do estudo do comportamento da política monetária pós RMI no Brasil, considerando a possibilidade de que existam mudanças na estrutura da economia e, principalmente, nas preferências do BCB no período recente. Conseqüentemente, a atualização da amostra pode desempenhar um papel relevante em termos de resultados, visto que retira peso do período de maiores restrições externas e turbulências econômicas e acrescenta observações relativas a um período de maior estabilidade e marcado pela obtenção, relativamente tranquila, das metas de inflação.

Além disso, existem alguns fatores que justificam a averiguação de um possível comportamento de *fear of floating* por parte do BCB no período 2000-2011. Em tese, como apontam Bernanke e Mishkin (1997), o RMI é uma estratégia de política monetária que não possui objetivos intermediários, no qual o banco central controla a taxa de juros mirando apenas a projeção para a própria inflação. Entretanto, o grau de influência que a depreciação cambial exerce sobre os preços no Brasil e a incerteza envolvida nas previsões, principalmente quando se tratam dos anos iniciais do RMI, dificulta a identificação do verdadeiro foco do BCB quando responde aos movimentos da taxa de câmbio. Em oposição, o período mais recente, associado a um volumoso influxo de capitais estrangeiros e a uma tendência consistente de apreciação cambial, também é acompanhado por reivindicações do setor industrial exportador, que pressiona o governo no sentido de reduções mais agressivas da taxa Selic, em busca de uma taxa de câmbio mais desvalorizada⁶. Dessa forma, o BCB poderia ter incentivos para responder ao câmbio também como um objetivo final, sem que

⁵ Ver, por exemplo, Banco Central do Brasil (2010, p. 94).

⁶ Ver, por exemplo, Estadão (2009, p.4).

esse seja apenas um meio de atingir a taxa de inflação projetada. Nesse quesito, a metodologia empregada no trabalho se destaca por sua capacidade de isolar as preferências da autoridade monetária de suas reações, que levam em conta a dinâmica inflacionária da economia. Assim, quando se busca identificar os objetivos da autoridade monetária na era de vigência do RMI, também é conveniente testar a significância de uma meta de suavização cambial em seus objetivos, visto que existem motivos para se desconfiar que a mesma tenha desempenhado um papel importante na condução da política monetária nesse período.

2.2 O modelo de otimização da política monetária

O modelo de otimização da política monetária utilizado no trabalho segue a abordagem tradicional da literatura, com uma função objetivo quadrática e restrições lineares. O banco central possui como instrumento a taxa de juros nominal, a variável de controle do modelo, e está sujeito às restrições impostas pelo comportamento da economia.

2.2.1 Modelo de economia

Para representar o comportamento da economia brasileira utiliza-se um modelo estrutural simples com expectativas do tipo *backward-looking*, baseado em Aragón e Portugal (2009). O modelo, em bases trimestrais, é formado pelas equações:

$$y_t = \alpha(L)y_{t-1} + \beta(L)r_{t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad (1)$$

$$\pi_t = \gamma(L)\pi_{t-1} + \theta(L)\Delta q_{t-1} + \mu(L)y_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (2)$$

$$q_t = q_{t-1} + \varepsilon_{q,t} \quad (3)$$

onde $\Delta q_{t-1} = q_{t-1} - q_{t-2}$ equivale à depreciação cambial em $t - 1$ e $\alpha(L)$, $\beta(L)$, $\gamma(L)$, $\theta(L)$, e $\mu(L)$ são polinômios do operador de defasagem L . Quanto às variáveis da economia, y_t é o hiato do produto, π_t é a taxa de inflação, r_t é a taxa de juros real *ex post*, definida como a diferença entre a taxa de juros nominal i_t , instrumento de política monetária do banco central, e a taxa de inflação π_t ($r_t = i_t - \pi_t$). A taxa de câmbio nominal média do período (em logaritmo) é denotada por q_t . Os termos de erro estocástico $\varepsilon_{y,t}$, $\varepsilon_{\pi,t}$ e $\varepsilon_{q,t}$ são assumidos normalmente, identicamente e independentemente distribuídos (N.I.I.D.), com média igual a zero e variâncias constantes. Todas as variáveis são representadas como desvios de suas médias.

A equação (1) descreve o comportamento da demanda agregada por meio de uma curva IS convencional, onde o hiato do produto depende de suas próprias defasagens e da taxa de juros real. A equação (2) representa uma curva de Phillips, em que a inflação depende de suas defasagens, do hiato do produto e da variação cambial nominal do período anterior. Nessa equação, impõe-se uma restrição sobre um dos termos dos polinômios $\gamma(L)$ e $\theta(L)$ para que a soma total de seus elementos seja igual a 1, de forma que no longo prazo a política monetária seja neutra e qualquer depreciação cambial seja transmitida para os preços. Por simplificação, a taxa de câmbio, representada pela equação (3), é descrita por um passeio aleatório.

2.2.2 Objetivo da política monetária

Para o objetivo da autoridade monetária, adota-se a formulação tradicional na literatura. O banco central pratica sua política monetária controlando a taxa de juros básica da economia, i_t , com o intuito de manter a inflação anual em sua meta e estabilizar o produto em seu potencial, contendo a volatilidade de seu próprio instrumento. Assim, a autoridade monetária escolhe no trimestre t , sujeita ao conjunto de restrições formado pelas equações que descrevem o comportamento da economia, o valor da taxa Selic que maximiza

$$-E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^{\tau} L_{t+\tau} \quad (4)$$

com

$$L_t = \lambda_y y_t^2 + \lambda_{\pi} (\pi_t^a - \pi^*)^2 + \lambda_i (i_t - i_{t-1})^2 \quad (5)$$

onde E_t é o operador de esperança condicionado ao conjunto de informações disponíveis no trimestre t , δ é o fator de desconto intertemporal ($0 < \delta < 1$), π_t^a é a inflação acumulada em 12 meses ($\pi_t^a = \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}$) e π^* é a meta de inflação, fixada em zero, visto que todas as variáveis do modelo são representadas como desvios de suas médias. L_t é a perda incorrida pelo banco central no trimestre t quando o hiato do produto, y_t , é diferente de zero, a inflação acumulada em 12 meses, π_t^a , encontra-se fora da meta, π^* , e a taxa de juros, i_t , é alterada em relação a seu valor no trimestre anterior, i_{t-1} . Os parâmetros λ_y , λ_{π} e λ_i (onde $0 \leq \lambda_y \leq 1$, $0 \leq \lambda_{\pi} \leq 1$, $0 \leq \lambda_i < 1$ e $\lambda_y + \lambda_{\pi} + \lambda_i = 1$) refletem as preferências dadas pela autoridade monetária a cada uma de suas metas.

2.2.3 Resolução do problema da política monetária

O modelo proposto no presente trabalho, inspirado em boa parte da literatura referente ao assunto, trabalha com um arcabouço em que um banco central otimizador controla a taxa de juros nominal restrito à estrutura da economia. A forma convencional de resolver tal problema de otimização intertemporal estocástico e de horizonte infinito é por meio de programação dinâmica. Nesse sentido, a função valor $V(\cdot)$ que resolve o problema deve satisfazer o princípio de otimalidade de Bellman, explicitado pela equação⁷

$$V(s) = \underbrace{\max}_i \{f(s, i) + \delta E(V(g(s, i, \varepsilon)))\} \quad (6)$$

onde s é um vetor composto pelas M variáveis de estado do modelo s^j ($j = 1, 2, \dots, M$), i é a variável de controle (taxa de juros nominal) e ε é um vetor de composto por M variáveis aleatórias ε_j ⁸. A função de recompensa instantânea do banco central $f(s, i)$ é definida como o negativo da função perda L , definida anteriormente (eq. 5). A função $g(s, i, \varepsilon)$ representa a regra de transição do problema, retornando um vetor com os valores das variáveis de estado no período subsequente, a partir de seus argumentos no período presente (sistema representado pelas eq. 1-3).

Um resultado amplamente difundido a respeito desse arcabouço é o de que, na utilização, como no problema considerado, de uma função objetivo $f(s, i)$ quadrática e de regras de transição $g(s, i, \varepsilon)$ lineares, na ausência de restrições sobre a variável de controle (regulador linear quadrático), a função valor que resolve o problema é quadrática. Como consequência, a política ótima derivada do problema, nesse caso, é uma função linear das variáveis de estado do modelo, como demonstram Ljungqvist e Sargent (2000).

Para ilustrar a solução do problema da política monetária, é conveniente escrevê-lo na forma matricial. Definindo, para o caso específico de $M = 9$, os vetores de variáveis de estado (s) e de choques aleatórios (ε) do modelo como

$$s' = [y_t \quad y_{t-1} \quad \pi_t \quad \pi_{t-1} \quad \pi_{t-2} \quad \pi_{t-3} \quad q_t \quad q_{t-1} \quad i_{t-1}]$$

$$\varepsilon' = [\varepsilon_{y,t} \quad 0 \quad \varepsilon_{\pi,t} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad \varepsilon_{q,t} \quad 0 \quad 0],$$

⁷ Os subscritos de tempo, denotando o período de avaliação das variáveis, são suprimidos por conveniência de apresentação das equações deste ponto em diante. Assim, consideram-se todas as variáveis apresentadas referentes a um mesmo período, tomado como o período presente.

⁸ Algumas das variáveis ε_j ($j = 1, 2, \dots, M$) assumem valor zero com probabilidade $p = 1$, quando correspondem à dinâmica de variáveis de estado determinísticas.

K , a matriz de representação do conjunto de preferências do banco central, como

$$K = \begin{bmatrix} \lambda_y & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_\pi & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_i \end{bmatrix},$$

e as matrizes auxiliares K_x e K_i como

$$K_x = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 \end{bmatrix}$$

$$K_i = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix},$$

as funções objetivo e de transição do modelo podem se reescritas como

$$f(s, i) = -[s'Rs + iQi + 2iWs] \quad (7)$$

$$g(s, i, \varepsilon) = As + Bi + \varepsilon \quad (8)$$

onde $R = K'_x K K_x$, $Q = K'_i K K_i$ e $W = K'_i K K_x$. As matrizes A e B definem a lei de movimento da economia e são dadas por

$$A = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & -\beta_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mu_1 & 0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & \theta_1 & -\theta_1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}$$

onde os parâmetros α_1 e α_2 compõem o polinômio $\alpha(L)$, o parâmetro β_1 forma o polinômio $\beta(L)$, o parâmetro μ_1 forma o polinômio $\mu(L)$, os parâmetros γ_1 , γ_2 , γ_3 e γ_4 compõem o polinômio $\gamma(L)$ e θ_1 forma o polinômio $\theta(L)$. Conforme mencionado anteriormente, sobre $\gamma(L)$ e $\theta(L)$ é imposta a restrição $\gamma_4 = 1 - (\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \theta_1)$ para garantir a neutralidade da política monetária no longo prazo.

Dessa forma, a equação de Bellman (eq. 8) pode ser reescrita como

$$V(s) = \max_i \{-[s'Rs + iQi + 2iWs] + \delta E(V(As + Bi + \varepsilon))\}. \quad (9)$$

Conforme mostram Hansen e Sargent (2005), a regra de decisão ótima para a variável de controle do banco central nesse problema de programação dinâmica é dada por

$$i = Fs \quad (10)$$

onde $F = -(Q + \delta B'PB)^{-1}(\delta B'PA + W')$ é um vetor linha 1×9 , cujos componentes representam os coeficientes de resposta da política monetária a cada uma das variáveis de estado do modelo. A matriz P satisfaz a equação matricial algébrica de Riccati:

$$P = R + \delta A'PA - (\delta A'PB + W)(Q + \delta B'PB)^{-1}(\delta B'PA + W') \quad (11)$$

Assim, o modelo é resolvido por meio de sucessivas iterações na equação 11, partindo de uma matriz composta por zeros para P , até a obtenção de sua convergência, seguindo a regra de atualização

$$P \leftarrow R + \delta A'PA - (\delta A'PB + W)(Q + \delta B'PB)^{-1}(\delta B'PA + W').$$

A substituição da matriz P obtida após o processo de iterações, bem como das matrizes que formam as equações do modelo na eq. 10 conclui a derivação da política ótima de juros que o soluciona, na forma de uma função linear de suas variáveis de estado. As equações 10 e 11 deixam evidente a propriedade de certeza equivalência da solução, visto que a mesma não depende de nenhum termo relacionado às variáveis estocásticas do modelo.

2.3 Resultados

2.3.1 Estimação do modelo de economia

Para a representação da economia brasileira estima-se o modelo estrutural apresentado na seção 2.2.1, em bases trimestrais, para o período 2000:1 – 2011:2. Tal período, além de constituir uma amostra de tamanho suficiente para a estimação, engloba apenas um regime cambial e de política monetária, tornando o modelo macroeconômico menos suscetível à crítica de Lucas (1976), tendo em vista sua consideração de expectativas do tipo *backward looking*.

As séries utilizadas para representarem as variáveis do modelo, construídas a partir de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do BCB, são definidas como segue:

- hiato do produto (y_t): diferença log-percentual entre o produto real trimestral ajustado sazonalmente e sua tendência obtida por meio do filtro Hodrick-Prescott⁹;
- taxa de inflação (π_t): variação log-percentual do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE ao longo do trimestre, anualizada;
- taxa de juros nominal (i_t): média trimestral da taxa Selic acumulada no mês e anualizada; e
- taxa de câmbio nominal (q_t): definida como $100 \ln Q_t$, onde \ln denota o logaritmo natural e Q_t a taxa de câmbio em R\$/US\$ (venda) média do trimestre, de forma que Δq_t fica sendo a variação log-percentual do câmbio (ou depreciação cambial) no trimestre.

Ademais, todas as variáveis são expressas como desvios em relação a suas médias. Foram aplicados os testes ADF e Phillips-Perron em todas as variáveis relevantes para a estimação do modelo ($y_t, r_t, \pi_t, \Delta q_t$). Para todas, a hipótese de existência de raiz unitária, é rejeitada ao nível de significância de, pelo menos, 5%. A Tabela 1 apresenta os resultados dos testes.

Tabela 1 – Testes de Raiz Unitária¹⁰

Variável	Teste ADF		Teste Phillips-Perron
	Defasagens	Estatística de Teste	Estatística de Teste
y_t	1	-4,6786***	-3,1210**
r_t	0	-3,287**	-3,0280**
π_t	2	-2,9543**	-3,9440***
Δq_t	1	-5,3799***	-4,2843***

Fonte: elaboração própria.

Seguindo Aragón e Portugal (2009), são incluídas variáveis *dummy* que incrementam a especificação da curva IS¹¹. Mais especificamente, são adicionadas as variáveis $D_{y1,t}$ ($= 1$, para $t = 2003:1, 2003:2; = 0$, c.c.) para o início do mandato do presidente Lula da Silva, período de fortes restrições ao financiamento externo e perdas nos salários reais e $D_{y2,t}$ ($= 1$,

⁹ O filtro Hodrick-Prescott é aplicado nas observações do produto iniciadas em 1996:1, com o objetivo de evitar o problema associado ao início da série.

¹⁰ A seleção do número de defasagens para os testes ADF baseou-se na minimização do critério de Schwarz, com um máximo de 9 defasagens. *, ** e *** representam significância aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

¹¹ No caso da curva de Phillips a introdução da variáveis *dummy* não se mostraram necessárias.

para $t = 2009:1; = 0$, c.c.) para o período de agravamento da crise financeira internacional do final da década de 2000, deflagrado pela quebra do banco Lehman Brothers.

Seguindo a notação da seção 2.2 e definindo as defasagens das variáveis do modelo a serem utilizadas¹², as equações estimadas do modelo são

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \beta_1 r_{t-1} + \rho_1 D_{y1,t} + \rho_2 D_{y2,t} + \varepsilon_{y,t} \quad (12)$$

$$\pi_t = \mu_1 y_{t-1} + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-2} + \gamma_3 \pi_{t-3} + \gamma_4 \pi_{t-4} + \theta_1 \Delta q_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (13)$$

Conforme mencionado anteriormente, sobre a curva de Phillips impõe-se a restrição $\gamma_4 = 1 - (\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \theta_1)$ para garantir sua verticalidade no longo prazo¹³. A Tabela 2 apresenta os resultados das estimações das equações do modelo estrutural, realizadas pelo método de mínimos quadrados ordinários (OLS)¹⁴.

Tabela 2 – Resultados da Estimação do Modelo Estrutural para a Economia Brasileira¹⁵

		Curva IS	Curva de Phillips	
Variável dependente		y_t	π_t	
Parâmetros	y_{t-1}	0,7598*** (0,1875)	π_{t-1}	0,5274*** (0,1317)
	y_{t-2}	-0,2529** (0,1216)	π_{t-2}	-0,2075 (0,1526)
	r_{t-1}	-0,0556* (0,0279)	π_{t-3}	0,3355** (0,1439)
	$D_{y1,t}$	-1,9508*** (0,6306)	π_{t-4}	0,0765
	$D_{y2,t}$	-2,3511*** (0,6257)	Δq_{t-1}	0,2681* (0,1554)
			y_{t-1}	0,4332 (0,3322)
R ²		0,6702	0,3997	
LM (2)		0,5900	0,6475	
LM (4)		0,4344	0,1820	
LM (6)		0,5104	0,2727	

¹² A definição das defasagens das variáveis utilizadas seguiu os critérios de estimação de um modelo com o maior grau de similaridade possível em relação ao de Aragón e Portugal (2009) e de obtenção de bom ajuste à economia brasileira, considerando a amostra utilizada.

¹³ Em outras palavras, a restrição $\gamma_4 = 1 - (\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \theta_1)$ implica que o nível de produto de equilíbrio é independente dos preços.

¹⁴ Além do método de mínimos quadrados ordinários, Aragón e Portugal (2009), também estimam o modelo estrutural para a economia brasileira pelos métodos SUR (*seemingly unrelated regressions*) e FIML (*full information maximum likelihood*), obtendo estimativas muito similares para seus parâmetros.

¹⁵ Desvio padrão das estimativas em parênteses; *, **, e *** referem-se à significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente; os valores apresentados para os testes de especificação referem-se aos *p-valores* das respectivas estatísticas de teste; erros padrão das estimativas robustos à heterocedasticidade (White).

ARCH(6)	0,8879	0,9548
White	0,0000	0,0005
JB	0,0003	0,0000

Fonte: elaboração própria

Na curva IS, a taxa de juros real, significativa ao nível 10% (*p-valor* de 0,0530), apresenta sinal negativo, como esperado, refletindo o efeito contracíclico de elevações de juros, com um trimestre de defasagem. Em relação à curva de Phillips, pode-se observar que o hiato do produto não se mostra significativo, a níveis habituais (*p-valor* de 0,1994), para a explicação da inflação, resultado compartilhado por Aragón e Portugal (2009), Bonomo e Brito (2002) e Faria (2006). Esse resultado ainda piora consideravelmente quando se utiliza, de forma alternativa, o hiato do produto em $t - 2$.

Assim como em Aragón e Portugal (2009), o coeficiente da taxa de inflação em $t - 2$ apresenta sinal negativo, porém não é significativo a 10%. Além disso, a depreciação cambial mostra-se relevante (significante ao nível de 10%) na dinâmica inflacionária brasileira, apresentando um *passthrough* de cerca de 26,81%.

De acordo com o modelo, a elevação de um ponto percentual da taxa de juros real no trimestre t provoca um decréscimo de 0,0556 pontos percentuais no hiato do produto no período $t + 1$. Considerando o impacto do hiato do produto na inflação, no trimestre subsequente, essa elevação da taxa de juros real tem como consequência uma redução de 0,0241 pontos percentuais da inflação no trimestre $t + 2$.

Os resultados do teste Breusch-Godfrey (LM), realizado com 2, 4 e 6 defasagens mostram que os resíduos das equações estimadas não apresentam evidências de autocorrelação. Apesar dos resultados do teste ARCH para heterocedasticidade, o teste de White rejeita fortemente a hipótese de variância constante dos resíduos de ambas as equações. Dessa forma, os desvios padrão dos parâmetros são estimados pelo método de White (1980), robusto à heterocedasticidade. Por fim, o teste Jarque-Bera (JB) rejeita a hipótese de normalidade dos resíduos das duas equações estimadas, o que, contudo, não é um problema significativo devido ao tamanho da amostra utilizada (46 observações).

2.3.2 Identificação das preferências do BCB no período 2000 – 2011

A presente seção tem como objetivo a identificação das preferências do BCB no período 2000:1 - 2011:2, no contexto de otimização da política monetária apresentado anteriormente. Para tal, procede-se com um exercício de calibragem, em que o modelo de

otimização descrito na seção 2.2.1, restrito à estrutura estimada da economia brasileira, é resolvido múltiplas vezes a partir de diferentes combinações entre os parâmetros λ_y , λ_π e λ_i , que representam as preferências do banco central. Utilizando as regras monetárias ótimas derivadas de cada uma dessas resoluções, são produzidas, a partir da evolução do conjunto de variáveis de estado da economia brasileira, múltiplas trajetórias teóricas (ótimas) para a taxa de juros Selic no período considerado. Confrontando as mesmas com a taxa Selic observada no período, busca-se verificar qual das combinações de preferências testadas produz a trajetória de juros nominais que mais adere ao comportamento observado do BCB em relação à definição da taxa de juros ao longo do tempo.

Para medir o ajuste das diferentes trajetórias de juros à série de observações da Selic, utiliza-se como critério o erro quadrático médio das mesmas, definido como

$$EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i) = \sum_{t=1}^T (i_t^*(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i) - i_t^{obs})^2 / T \quad (14)$$

onde t denota um trimestre qualquer da amostra 2000:1 – 2011:2 ($T = 46$), $i_t^*(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i)$ é a taxa de juros ótima prevista pelo modelo para o conjunto de preferências $(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i)$ para o trimestre t (considerando o estado da economia brasileira no trimestre) e i_t^{obs} é a taxa de juros Selic observada no mesmo trimestre.

Para gerar as múltiplas trajetórias ótimas de juros $i_t^*(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i)$ a partir do modelo, utiliza-se todas as combinações de parâmetros com λ_i variando de 0,00 a 0,60, em intervalos de 0,01 e λ_y e λ_π variando de 0,000 a $(1,000 - \lambda_i)$, em intervalos de 0,001. Dessa forma, calculou-se o valor da função $EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i)$ para 42.761 combinações distintas de parâmetros de preferências. Ademais, seguindo Aragón e Portugal (2009), utilizou-se o valor de 0,98 para o fator de desconto intertemporal δ .

A Tabela 3 apresenta os dez menores valores obtidos para o $EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i)$, bem como os menores valores obtidos para cada valor de λ_i em intervalos de 0,10, acompanhados das combinações de preferências que os geraram. Também são apresentados, para cada combinação, o Erro Médio Absoluto (EMA), definido como $EMA(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i) = \sqrt{EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i)}$ e que permite uma noção do erro médio trimestral da solução em termos de pontos percentuais da taxa Selic, e o Erro Médio Percentual (EMP),

definido como $EMP(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i) = \frac{EMA(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i)}{\sum_{t=1}^T i_t^{obs} / T}$, relacionando o *EMA* com

a média observada da taxa Selic no período de análise.

Como se pode perceber pelos resultados apresentados, as preferências que produzem a trajetória de juros que melhor se ajusta à realidade são $\lambda_y = 0,063$, $\lambda_\pi = 0,517$ e $\lambda_i = 0,42$, com $EQM = 1,230690$. Analisando o valor do *EMP* dessa solução em relação à Selic observada (7,16057%) pode-se afirmar que o modelo apresenta um bom ajuste à realidade e indica que o BCB vem adotando um regime de metas de inflação flexível, dando importância para a suavização de juros e, em menor escala, para a estabilização do hiato do produto.

A Tabela 3 também apresenta os valores das medidas de ajuste para as preferências anteriormente calibradas por Aragón e Portugal (2009)¹⁶. A comparação com o ajuste produzido pelas preferências calibradas no presente exercício mostra claramente que a atualização da amostra implementada aqui está associada a uma mudança nas preferências do BCB, em específico, no que diz respeito aos parâmetros λ_π e λ_i . Enquanto o parâmetro λ_y assume valor bastante parecido com aquele calibrado pelos autores anteriormente, o peso dado à obtenção da meta de inflação (λ_π) perde cerca de 20% de ponderação nas preferências do BCB, cedendo esse espaço ao objetivo de suavização de juros (λ_i).

Tabela 3 – Resultados do Exercício de Calibragem

	Preferências do BCB			Ajuste à Selic observada		
	λ_y	λ_π	λ_i	$EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i)$	$EMA(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i)$	$EMP(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i)$
As dez preferências com melhor ajuste à Selic observada	0,063	0,517	0,42	1,230690	1,109365	7,16057%
	0,062	0,518	0,42	1,230693	1,109366	7,16057%
	0,064	0,516	0,42	1,230695	1,109367	7,16058%
	0,061	0,519	0,42	1,230700	1,109369	7,16059%
	0,065	0,515	0,42	1,230706	1,109372	7,16061%
	0,060	0,520	0,42	1,230709	1,109373	7,16062%
	0,066	0,514	0,42	1,230718	1,109377	7,16065%
	0,059	0,521	0,42	1,230719	1,109378	7,16065%
	0,082	0,508	0,41	1,230736	1,109385	7,16070%
	0,081	0,509	0,41	1,230738	1,109386	7,16070%
Preferências com melhor ajuste à Selic observada para cada valor de λ_i em intervalos de 0,10	1,000	0,000	0,00	362,093400	19,028752	122,82399%
	0,719	0,181	0,10	1,890387	1,374913	8,87459%
	0,503	0,297	0,20	1,352752	1,163079	7,50727%
	0,298	0,402	0,30	1,250994	1,118478	7,21939%
	0,101	0,499	0,40	1,230983	1,109497	7,16142%
	0,000	0,500	0,50	1,251069	1,118512	7,21961%

¹⁶ Em seu exercício de calibragem, utilizando como amostra o período 1999:2 - 2007:3, Aragón e Portugal (2009) obtêm $\lambda_y = 0,073$, $\lambda_\pi = 0,727$ e $\lambda_i = 0,20$.

	0,000	0,400	0,60	1,366422	1,168941	7,54511%
Preferências obtidas por Aragón e Portugal (2009)	0,073	0,727	0,20	2,459901	1,568407	10,12352%

Fonte: Elaboração própria

Tal alteração não pode ser considerada surpreendente, tendo em vista a conjuntura econômica compreendida nos anos recentes da economia brasileira. Nos primeiros anos de vigência do RMI, as dificuldades enfrentadas em termos de crises externas e internas, que provocaram episódios severos de fuga de capitais e depreciação cambial, bem como o histórico inflacionário do País, fizeram com que o BCB precisasse atribuir maior peso à obtenção da meta de inflação, com o objetivo de adquirir credibilidade na condução de um regime de política monetária que não conta com uma âncora de preços explícita. A partir da segunda metade dos anos 2000, contudo, a realidade foi bastante distinta. A ausência de crises (à exceção da crise financeira de 2007-2008) e a abundância de liquidez externas e a consolidação da política macroeconômica baseada no tripé superávit primário, metas de inflação e câmbio flutuante, aumentaram vigorosamente o influxo de capitais no Brasil, contribuindo para um processo de apreciação cambial, para maior estabilidade econômica e para obtenção da meta de inflação anual ao longo de todo esse período. A credibilidade advinda desses episódios, bem como a maior facilidade gerada por um ambiente externo menos volátil, permitiram que o BCB reduzisse sua preocupação direta com a inflação. Além disso, esses dois fatores também provocaram a redução da taxa de juros “neutra” da economia, criando uma tendência de decaimento da taxa básica de juros Selic. Tal tendência aumenta o peso da suavização, visto que o banco central, mesmo quando poderia posicionar a taxa de juros em um nível mais baixo, não o faz para não gerar reduções muito bruscas em relação às elevadas taxas de juros do início do RMI.

A regra monetária ótima associada às preferências calibradas é dada por

$$i_t = 0,172y_t - 0,050y_{t-1} + 0,155\pi_t + 0,046\pi_{t-1} + 0,073\pi_{t-2} + 0,013\pi_{t-3} + 0,047\Delta q_t + 0,870i_{t-1}$$

A regra mostra que o banco central responde mais fortemente ao movimento contemporâneo das variáveis de estado da economia. Mais especificamente, observa-se que uma elevação de 1 p.p. no hiato do produto provoca um aumento instantâneo de 0,172 p.p. na taxa de juros; que uma elevação de 1 p.p. na taxa de inflação provoca um aumento instantâneo de 0,155 p.p. na taxa de juros; e que a mesma é elevada, *coeteris paribus*, em 4,7% da depreciação cambial do trimestre. Além disso, o alto grau de suavização da taxa de

juros empregado pelo BCB é evidenciado pelo valor elevado do parâmetro autorregressivo presente na regra monetária ótima.

Em adição aos impactos instantâneos que produzem sobre a taxa de juros, as variáveis de estado da economia também possuem efeitos defasados, que decorrem de sua influência sobre as metas do banco central, bem como da própria taxa de juros defasada. Considerando tais efeitos, é possível derivar a regra monetária ótima de longo prazo do BCB, baseado nas preferências calibradas e na respectiva regra de reação instantânea:

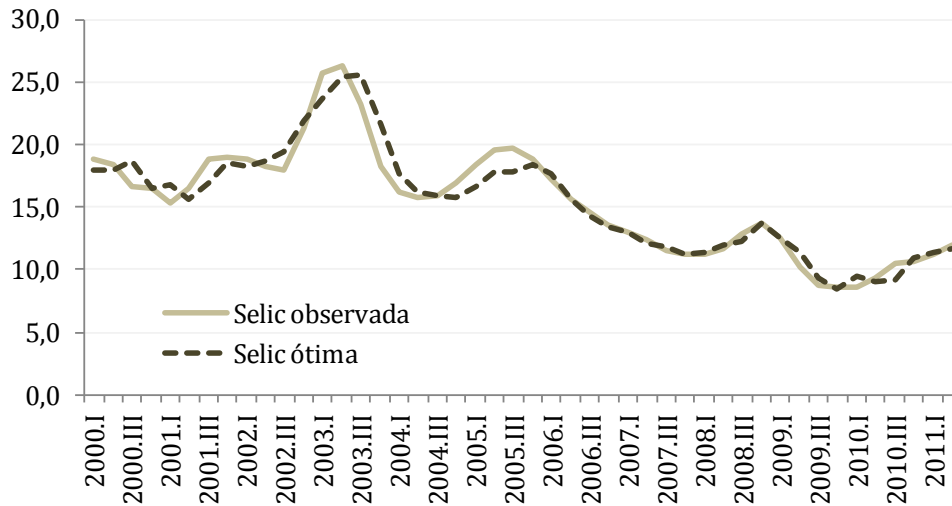
$$i = 0,940y + 2,217\pi + 0,360\Delta q$$

A regra acima mostra que um aumento sustentado de 1 p.p. no hiato do produto leva a autoridade monetária a promover um aumento de 0,940 p.p. na taxa de juros nominal. Conforme esperado, a reação do banco central a um aumento permanente de 1 p.p. da inflação é mais do que proporcional, elevando em 2,217 p.p. a taxa Selic, de forma a aumentar a taxa de juros real e, com isso, conter a inflação via hiato do produto.

A Figura 1 apresenta o confronto entre as trajetórias de juros observada (Selic observada) e ótima (Selic ótima), gerada a partir do conjunto de preferências que melhor se ajusta à realidade. Pode-se perceber que, até o ano de 2005, o BCB apresenta desvios mais significativos da decisão ótima de juros para a economia brasileira. Em específico, no final de 2002, a autoridade monetária demora para dar início ao ciclo de elevação da taxa Selic necessário para lidar com as condições adversas do período. Consequentemente, é obrigada a aumentar os juros mais rapidamente. Em oposição, no final de 2004, o BCB adota uma política contracionista mais austera do que a indicada por suas preferências calibradas. A partir de 2006, contudo, observa-se claramente que a taxa de juros segue de maneira bastante próxima sua trajetória ótima.

Figura 1 – Confronto entre as trajetórias de juros ótima e observada¹⁷

¹⁷ Para a representação gráfica, as variáveis são adicionadas da média da taxa Selic no período 2000:1 - 2011:2.



Fonte: Elaboração própria

Por fim, com o objetivo de avaliar se o BCB apresenta *fear of floating* na condução da política monetária, testou-se a introdução de uma meta cambial em seus objetivos. Por hipótese, a autoridade monetária incorreria em perdas quando a taxa de câmbio flutua. Nesse caso, a função L_t passa a ser dada por:

$$L_t = \lambda_\pi(\pi_t^a - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_i(i_t - i_{t-1})^2 + \lambda_q(q_t - q_{t-1})^2 \quad (15)$$

onde o parâmetro λ_q ($0 \leq \lambda_q < 1$) denota o peso do sentimento de “medo da flutuação cambial” nas preferências do banco central ($\lambda_\pi + \lambda_y + \lambda_i + \lambda_q = 1$).

Como esperado, quando essa introdução é realizada utilizando a estrutura da economia apresentada na seção 2.2.1, os resultados mostram que a meta cambial não melhora o ajuste das trajetórias ótimas de juros à realidade. Mais do que isso, aquelas combinações de preferências que produzem os menores valores para a função EQM geram regras monetárias ótimas praticamente idênticas, porém a partir de valores para o parâmetro λ_q completamente diferentes¹⁸. Em outras palavras, a introdução da meta cambial, nesse caso, não altera a política ótima de juros do banco central e, portanto, não pode ser considerada relevante em seus objetivos. Tal resultado é influenciado pela suposição de passeio aleatório para a dinâmica cambial, de modo que o banco central não tem capacidade para afetar o câmbio e, portanto, não tem razões clara para tê-lo como meta.

¹⁸ Nesse caso, a função EQM ganha um argumento e passa a ser dada por:

$$EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \lambda_q) = \sum_{t=1}^T (i_t^*(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \lambda_q) - i_t^{obs})^2 / T$$

Como alternativa, testou-se a introdução, no modelo estrutural que representa a economia brasileira e restringe a ação do banco central, de uma equação de paridade de juros para explicar o comportamento do câmbio. Dessa forma, a depreciação cambial responderia ao diferencial entre a taxa de juros interna, descontada de um prêmio de risco associada aos ativos brasileiros (φ_t), e internacional (i_t^f)¹⁹. Restrito a essa estrutura modificada, o modelo foi resolvido novamente a partir de 142.789 combinações de parâmetros de preferências distintas, com λ_q variando de 0,00 a 0,50 em intervalos de 0,01²⁰. Os resultados desse exercício alternativo também indicam que o BCB não apresenta *fear of floating*. As combinações de preferências que produzem as trajetórias de juros mais aderentes à realidade brasileira, não obstante o maior peso do hiato do produto em alguns casos, são formadas por valores não significantes do parâmetro λ_q ²¹.

Em resumo, sob as duas alternativas testadas para a especificação da dinâmica cambial, não há evidências de que BCB atribua um valor não nulo para o parâmetro λ_q em seus objetivos, o que denotaria o medo da flutuação cambial em seu comportamento. As regras monetárias ótimas derivadas mostram, contudo, que isso não significa que o BCB não reaja aos movimentos da taxa de câmbio, no entanto tal reação pode ser explicada simplesmente pela sua influência sobre a inflação, mas não pela atribuição de preocupação direta com a mesma. É interessante ressaltar que essa conclusão só é possível devido à metodologia utilizada no trabalho, que permite o isolamento do comportamento do banco

¹⁹ Para a estimação, foi utilizada como *proxy* para a taxa de juros internacional a taxa básica de juros dos Estados Unidos (FED Funds rate) e para o risco, o spread EMBI+ Brasil, calculado pelo JP Morgan. Além disso, foram adicionadas as *dummies* $D_{q1,t}$ ($= 1$, para $t = 2002:3$; $= 0$, c.c.) e $D_{q2,t}$ ($= 1$, para $t = 2008:4$; $= 0$, c.c.). O resultado da estimação foi (*p-valor* das estimativas em parênteses):

$$\Delta q_t = 0,550 \left[i_{t-1}^f - (i_{t-1} - \varphi_{t-1}) \right] + 0,181 \Delta q_{t-1} + 20,354 D_{q1,t} + 31,717 D_{q2,t}$$

$$(0,033) \quad (0,113) \quad (0,000) \quad (0,000)$$

$R^2 = 0,622$; *p-valor LM* (4) = 0,366; *p-valor White* (com termos cruzados) = 0,253.

Para o comportamento das variáveis i_t^f e φ_t foi suposto um movimento de passeio aleatório.

²⁰ A definição dos vetores e matrizes para a representação vetorial do modelo no caso em que a flutuação cambial é uma meta da política monetária é apresentada no apêndice do trabalho.

²¹ A combinação de preferências calibrada nesse caso é $\lambda_y = 0,33$, $\lambda_\pi = 0,10$, $\lambda_i = 0,57$ e $\lambda_q = 0,00$, com $EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \lambda_q) = 1,5222$. Filtrando, contudo, as combinações com maior peso da meta de inflação (e portanto mais razoáveis) que melhor se ajustam à realidade, as conclusões não se alteram, pois o parâmetro λ_q assume valores iguais ou muito próximos a zero em todas elas. A combinação que melhor adere à Selic observada com $\lambda_\pi \geq \lambda_y$, por exemplo, é $\lambda_y = 0,20$, $\lambda_\pi = 0,20$ e $\lambda_i = 0,60$ e $\lambda_q = 0,00$, com $EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \lambda_q) = 1,6217$. Já com $\lambda_\pi > \lambda_y$, a combinação que melhor se ajusta à realidade é $\lambda_y = 0,19$, $\lambda_\pi = 0,21$, $\lambda_i = 0,60$ e $\lambda_q = 0,00$, com $EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \lambda_q) = 1,6406$. Por fim, a combinação mais aderente à Selic observada com o mesmo valor de λ_y calibrado anteriormente é $\lambda_y = 0,06$, $\lambda_\pi = 0,34$ e $\lambda_i = 0,60$ e $\lambda_q = 0,00$, com $EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \lambda_q) = 1,9654$.

central, influenciado pela estrutura da economia sobre a qual o mesmo atua, de suas metas efetivas.

2.4 Considerações finais

O presente trabalho buscou, primeiramente, resolver e calibrar um modelo de política monetária ótima restrito à estrutura da economia brasileira, atualizando o trabalho de Aragón e Portugal (2009). Comparando as trajetórias ótimas geradas pelo modelo com a taxa Selic observada no período 2000:1 – 2011:2, foi possível verificar alterações nas preferências do BCB em relação às aquelas identificadas anteriormente pelos autores com amostra até 1997:3. Enquanto o peso do hiato do produto permanece praticamente inalterado, com menos de 10% de ponderação nas preferências do BCB, a meta de inflação cede espaço (cerca de 20%) ao objetivo de suavização da taxa de juros, que atinge 42% de peso nas preferências da autoridade monetária.

Contribui para o resultado obtido a conjuntura econômica e o grau de maturidade do RMI no Brasil nos anos recentes. Enquanto os primeiros anos da década de 2000 foram marcados pelo início da utilização de uma estratégia de política monetária sem âncoras explícitas e por episódios de fuga de capitais, a segunda metade da década foi bastante distinta. O bom enfrentamento das adversidades e a consolidação do RMI forneceram maior nível de credibilidade ao BCB, o que pode tê-lo feito relaxar a priorização da meta de inflação em seus objetivos.

A principal vantagem da metodologia de otimização utilizada para interpretar o comportamento do banco central diz respeito à possibilidade de isolar, nos movimentos da política monetária em resposta aos estados da economia, os componentes que refletem seus objetivos efetivos. Nesse sentido, foram implementados alguns exercícios buscando verificar se a trajetória da taxa de juros brasileira reflete, em alguma medida, o sentimento de “medo da flutuação cambial” por parte da autoridade monetária.

Há que se ressaltar que existem outras formas de o banco central influenciar a taxa de câmbio, principalmente por meio de intervenções diretas no mercado de divisas. Em se tratando, contudo, do principal instrumento da política monetária brasileira, a taxa Selic, os resultados evidenciaram que, mesmo quando se considera o poder da política monetária para conter a flutuação cambial, não há evidências de *fear of floating*. O BCB reage ao câmbio, no entanto não devido a uma preocupação direta, mas simplesmente devido ao seu impacto sobre a inflação.

3 A RESTRIÇÃO DE NÃO NEGATIVIDADE E SUAS CONSEQUÊNCIAS SOBRE A DERIVAÇÃO DE REGRAS MONETÁRIAS ÓTIMAS PARA O BANCO CENTRAL DO BRASIL E PARA A IDENTIFICAÇÃO DE SUAS PREFERÊNCIAS

3.1 Introdução

O estudo de trajetórias ótimas de política monetária é relativamente difundido na literatura. Em geral, os trabalhos a respeito do tema exploram o conhecido resultado do modelo de otimização intertemporal com função objetivo quadrática e restrições lineares (regulador linear-quadrático) para mostrar como, em um contexto de Metas de Inflação, deve ser a reação ótima do banco central. Nesse arcabouço, a autoridade monetária controla a taxa de juros nominal sujeita ao comportamento estrutural da economia, objetivando atingir uma meta de inflação, manter o produto crescendo conforme seu potencial e, em alguns casos, suavizar os juros nominais.

Os modelos utilizados tradicionalmente na literatura, contudo, ignoram a restrição de não negatividade sobre a taxa de juros nominal que, na prática, deve ser respeitada pelos bancos centrais. A desconsideração de tal restrição deve-se à conveniência que representa à solução desses modelos, que acabam, nesse caso, tendo como resultado uma política ótima que é função linear de suas variáveis de estado, facilmente obtida de forma numérica.

A introdução da restrição de não negatividade sobre a taxa de juros, entretanto, como mostram Kato e Nishiyama (2005), altera a natureza do resultado do modelo linear-quadrático. Especificamente, a política monetária ótima deixa de ser linear e adquire grau infinito, inviabilizando sua apresentação como uma função explícita das variáveis de estado do modelo e exigindo um método numérico distinto para sua obtenção. Além disso, como regra geral, a consideração da restrição de não negatividade torna a política monetária mais expansionista, ou seja, o modelo produz regras ótimas que preveem taxas de juros inferiores às recomendadas pelo modelo irrestrito, dado um estado qualquer da economia.

Sob tais considerações, o objetivo do trabalho é analisar as consequências da consideração da restrição de não negatividade sobre a taxa de juros nominal em um contexto

de regras monetárias ótimas para o caso brasileiro. Para isso, recorre-se ao método numérico de colocação (*collocation method*) para resolver um modelo de política monetária ótima aplicado ao Brasil, nos moldes do utilizado por Aragón e Portugal (2009), adicionado de uma restrição sobre sua variável de controle. Em específico, o trabalho tem como escopo, em primeiro lugar, a comparação das soluções com e sem a consideração da referida restrição, analisando as implicações que a mesma traz sobre trajetórias ótimas de política monetária para o caso brasileiro ao longo do período de vigência do Regime de Metas de Inflação (RMI). Além disso, a partir do modelo considerado, busca-se a identificação das preferências do Banco Central do Brasil (BCB), verificando possíveis alterações em relação às preferências obtidas a partir do modelo tradicional.

O interesse pela consideração da restrição de não negatividade nos modelos de derivação de regras monetárias ótimas se deu, em grande medida, em resposta à experiência da economia japonesa ao longo da década de 1990. Nesse período, o Banco Central do Japão, convivendo com um ambiente deflacionário e recessivo, manteve a taxa de juros nominal em zero durante muitos trimestres. Apesar desse interesse inicial, os trabalhos que de alguma forma obtiveram uma solução para o modelo de otimização da política monetária considerando a restrição de não negatividade demonstraram que esta é afetada mesmo em níveis relativamente elevados da taxa de juros nominal e em contextos de inflação positiva. Isso acontece porque, mesmo muito antes da restrição tornar-se ativa, o banco central já a leva em conta, o que traz implicações para a definição da taxa de juros ótima, ainda que mesma não se encontre próxima a zero. Dessa forma, a consideração da restrição de não negatividade na derivação de regras monetárias ótimas pode se tornar relevante mesmo para países como o Brasil, onde a taxa de juros não costuma transitar em regiões próximas ao limite zero. Além disso, embora possa intuir-se que a restrição não deve ser relevante para países de inflação moderada para alta, é interessante ressaltar que a derivação de uma regra monetária ótima implica a validade de tal regra para todo o domínio das variáveis consideradas, inclusive para taxas de inflação negativas.

A partir de meados da década de 1990, alguns trabalhos iniciaram a analisar a relevância da restrição de não negatividade, sob perspectivas analíticas e quantitativas. Entre eles, estão McCallum (1999) e Orphanides e Wieland (1998). O primeiro paper, contudo, a abordar as consequências da restrição de não negatividade sobre o desenho ótimo da política monetária foi o de Orphanides e Wieland (2000). Os autores mostraram que, mesmo quando a autoridade monetária ainda consegue afetar a economia por meio da oferta de moeda após a taxa de juros atingir o limite zero, a política monetária se torna mais expansionista e mais

agressiva na presença da restrição, implicando em não linearidade da regra ótima de juros. Kato e Nishiyama (2005), utilizando o modelo básico de Svensson (1997), foram os primeiros a apresentar a prova matemática das diferenças causadas pela restrição de não negatividade, quais sejam, as propriedades de não linearidade e maior agressividade e expansionismo em relação à solução do modelo irrestrito. Adam e Bili (2006), sem prejuízo aos resultados já difundidos na literatura, foram os primeiros a conciliar um modelo estocástico de expectativas racionais Neo-Keynesiano com o problema de otimização da política monetária restrito à não negatividade da taxa de juros nominal. Por fim, Nishiyama (2009) mostra que a introdução de uma defasagem no efeito da política monetária amplifica as distinções da regra ótima de juros provocadas pela consideração da restrição de não negatividade.

3.2 Um modelo de política monetária com restrição de não negatividade sobre a taxa de juros nominal

O modelo de otimização da política monetária utilizado no trabalho segue a abordagem tradicional da literatura, com uma função objetivo quadrática e restrições lineares. O banco central possui como instrumento a taxa de juros nominal, a variável de controle do modelo, e está sujeito às restrições impostas pelo comportamento da economia.

Diferentemente da grande maioria dos trabalhos acerca do tema, contudo, considera-se uma restrição de não negatividade sobre o controle. Como mencionado na introdução, tal consideração justifica-se por sua validade prática, de forma que sua negligência, adotada por grande parte da literatura, constitui uma simplificação da realidade.

3.2.1 Modelo de economia

Para representar o comportamento da economia brasileira utiliza-se um modelo estrutural simples com expectativas do tipo *backward-looking*, baseado em Aragón e Portugal (2009). O modelo, em bases trimestrais, é formado pelas equações:

$$y_t = \bar{y} + \alpha(L)y_{t-1} + \beta(L)r_{t-1} + \varepsilon_{y,t} \quad (16)$$

$$\pi_t = \bar{\pi} + \gamma(L)\pi_{t-1} + \theta(L)\Delta q_{t-1} + \mu(L)y_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (17)$$

$$q_t = q_{t-1} + \varepsilon_{q,t} \quad (18)$$

onde $\alpha(L)$, $\beta(L)$, $\gamma(L)$, $\theta(L)$, e $\mu(L)$ são polinômios do operador de defasagem L . Quanto às variáveis da economia, y_t é o hiato do produto, π_t é a taxa de inflação, r_t é a taxa de juros real *ex post*, definida como a diferença entre a taxa de juros nominal i_t , instrumento de política monetária do banco central, e a taxa de inflação π_t . A taxa de câmbio nominal média do período (em logaritmo) é denotada por q_t . Os termos de erro estocástico $\varepsilon_{y,t}$, $\varepsilon_{\pi,t}$ e $\varepsilon_{q,t}$ são assumidos normalmente, identicamente e independentemente distribuídos (N.I.I.D.), com média igual a zero e variâncias constantes.

A equação (16) descreve o comportamento da demanda agregada por meio de uma curva IS convencional, onde o gap do produto depende de suas próprias defasagens e da taxa de juros real. A equação (17) representa uma curva de Phillips, em que a inflação depende de suas defasagens, do hiato do produto e da variação cambial nominal do período anterior. Nessa equação, impõe-se uma restrição sobre um dos termos dos polinômios $\gamma(L)$ e $\theta(L)$ para que a soma total de seus elementos seja igual a 1, de forma que no longo prazo a política monetária seja neutra e qualquer depreciação cambial seja transmitida para os preços. Por simplificação, a taxa de câmbio, representada pela equação (18), é descrita por um passeio aleatório.

3.2.2 Objetivo da política monetária

Para o objetivo da autoridade monetária, adota-se a formulação tradicional na literatura. O banco central pratica sua política monetária controlando a taxa de juros básica da economia, i_t , com o intuito de manter a inflação anual em sua meta e estabilizar o produto em seu potencial, contendo a volatilidade de seu próprio instrumento. Assim, a autoridade monetária escolhe no trimestre t , sujeita ao conjunto de restrições formado pelas equações que descrevem o comportamento da economia, bem como à restrição de não negatividade $i_t \geq 0$, o valor da taxa Selic que maximiza

$$-E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau L_{t+\tau} \quad (19)$$

com

$$L_t = \lambda_y y_t^2 + \lambda_\pi (\pi_t - \pi^*)^2 + \lambda_i (i_t - i_{t-1})^2 \quad (20)$$

onde E_t é o operador de esperança condicionado ao conjunto de informações disponíveis no trimestre t e δ é o fator de desconto intertemporal ($0 < \delta < 1$). L_t é a perda incorrida pelo

banco central no trimestre t quando o hiato do produto y_t é diferente de zero, a inflação acumulada em 12 meses, $\pi_t^a = \left(\frac{1}{4}\right) \sum_{j=0}^3 \pi_{t-j}$, encontra-se fora da meta π^* , fixada em 4,5%, e a taxa de juros i_t é alterada em relação a seu valor no trimestre anterior, i_{t-1} . Os parâmetros λ_y , λ_π e λ_i (onde $0 \leq \lambda_y \leq 1$, $0 \leq \lambda_\pi \leq 1$, $0 \leq \lambda_i < 1$ e $\lambda_y + \lambda_\pi + \lambda_i = 1$) refletem as preferências dadas pela autoridade monetária a cada uma de suas metas.

3.2.3 Resolução do Problema da Política Monetária

O modelo proposto no presente trabalho, inspirado em boa parte da literatura referente ao assunto, trabalha com um arcabouço em que um banco central otimizador controla a taxa de juros nominal restrito à estrutura da economia. A forma convencional de resolver tal problema de otimização intertemporal estocástico e de horizonte infinito é por meio de programação dinâmica. Nesse sentido, a função valor $V(\cdot)$ que resolve o problema deve satisfazer o princípio de otimalidade de Bellman, explicitado pela equação²²

$$V(s) = \max_{i \geq 0} \{f(s, i) + \delta E(V(g(s, i, \varepsilon)))\} \quad (21)$$

onde s é um vetor composto pelas M variáveis de estado do modelo s^j ($j = 1, 2, \dots, M$), i é a variável de controle (taxa de juros nominal) e ε é um vetor de composto por M variáveis aleatórias ε_j ²³. A função de recompensa instantânea do banco central $f(s, i)$ é definida como o negativo da função perda L , definida anteriormente (eq. 20). A função $g(s, i, \varepsilon)$ representa a regra de transição do problema, retornando um vetor com os valores das variáveis de estado no período subsequente, a partir de seus argumentos no período presente (sistema representado pelas eq. 16-18).

Um resultado amplamente difundido a respeito desse arcabouço é o de que, na utilização, como no problema considerado, de uma função objetivo quadrática e de regras de transição lineares, na ausência de restrições sobre a variável de controle (regulador linear quadrático), a função valor que resolve o problema é quadrática. Como consequência, a

²² Os subscritos de tempo, denotando o período de avaliação das variáveis, são suprimidos por conveniência de apresentação das equações deste ponto em diante. Assim, consideram-se todas as variáveis apresentadas referentes a um mesmo período, tomado como o período presente.

²³ Algumas das variáveis ε_j ($j = 1, 2, \dots, M$) assumem valor zero com probabilidade $p = 1$, quando correspondem à dinâmica de variáveis de estado determinísticas.

política ótima derivada do problema, nesse caso, é uma função linear das variáveis de estado do modelo.

O conhecimento desse resultado permite a formulação de uma regra monetária ótima para o banco central explícita e genérica, que pode ser avaliada em todo o domínio de estados. Assim, devido ao conhecimento de tal característica, a obtenção de uma aproximação para essa função torna-se relativamente direta e precisa, sendo ilustrada em Hansen e Sargent (2005), por exemplo²⁴.

A introdução da restrição de não negatividade sobre a taxa de juros nominal, contudo, inviabiliza a derivação de uma função explícita para representação da política monetária ótima, conforme demonstram Kato e Nishiyama (2005, p.104-106). Isso ocorre porque a função valor que resolve o problema, nesse caso, deixa de ser quadrática e de curvatura regular. Consequentemente, a política ótima associada não é mais uma função linear das variáveis de estado do modelo, podendo assumir grau infinito.

Dadas, portanto, tais limitações impostas pela consideração do limite zero, torna-se necessária a aplicação de um método alternativo para a caracterização da função valor e da política monetária ótima do problema. Seguindo Kato e Nishiyama (2005) e Nishiyama (2009), para a obtenção de tal objetivo utiliza-se o método numérico conhecido como método de colocação (*collocation method*) para aproximar a função valor que resolve o problema²⁵. De forma resumida, essa técnica consiste na utilização de uma combinação linear de funções base pré-definidas para representar a função $V(s)$, de modo a estabelecer uma dimensão finita ao problema.

De forma mais específica, aproxima-se a função valor que resolve o problema por meio de uma combinação linear de N funções base $h_n(s)$ ($n = 1, 2, \dots, N$) conhecidas, de modo que

$$V(s) \approx \sum_{n=1}^N c_n h_n(s) \quad (22)$$

²⁴ Quando o modelo contempla mais de duas variáveis de estado, como é o caso, os coeficientes que formam a função de reação ótima do banco central são obtidos de forma numérica. No entanto, isso não impede a formulação de uma função explícita das variáveis de estado, tendo em vista o conhecimento de sua característica linear.

²⁵ Para a descrição em maiores detalhes do método de colocação, ver, por exemplo, Miranda e Fackler, (2002, cap.9).

onde os coeficientes c_n ($n = 1, 2, \dots, N$) são previamente desconhecidos. Tais coeficientes são determinados mediante a formação de um sistema de equações no qual a função valor aproximada acima satisfaça a equação de Bellman avaliada em um conjunto finito de N estados s_l ($l = 1, 2, \dots, N$), denominados nós de colocação.

Dessa forma, o método de colocação exige a definição de um conjunto de nós e, conseqüentemente, a discretização do espaço de estado para a obtenção da solução aproximada. Nesse sentido, cada uma das M variáveis de estado do modelo é discretizada dentro de determinado um domínio limitado, em que a j -ésima variável de estado satisfaz $s_{min}^j \leq s^j \leq s_{max}^j$, onde s_{min}^j e s_{max}^j são seus limites inferior e superior, respectivamente. Com isso, o conjunto de nós de colocação, que possibilita a resolução do sistema, é formado pela combinação entre todos os valores assumidos por todas as variáveis de estado discretizadas. O número total de nós é dado por $N = \prod_{j=1}^M N_j$, onde N_j é o número de nós na dimensão da j -ésima variável de estado.

O método também exige a definição de uma forma funcional para $h_n(s)$ ($n = 1, 2, \dots, N$). Existem diferentes opções disponíveis para tal, contudo, seguindo novamente Kato e Nishiyama (2005) e Nishiyama (2009), opta-se pela utilização de funções do tipo *cubic splines*, que são apropriadas quando a função a ser aproximada pode apresentar irregularidades, fato provocado pela consideração da restrição de não negatividade²⁶.

Definidos os nós de colocação e as funções base, monta-se um sistema com N equações, onde cada uma delas é formada substituindo-se a função valor aproximada na equação de Bellman, avaliada em um nó de colocação. Em outras palavras, o l -ésimo ($l = 1, 2, \dots, N$) nó de colocação, por exemplo, origina a l -ésima equação do sistema, que é expressa por

$$\sum_{n=1}^N c_n h_n(s_l) = \max_{i \geq 0} \left\{ f(s_l, i) + \delta E \sum_{n=1}^N c_n h_n(g(s_l, i, \varepsilon)) \right\} \quad (23)$$

O sistema de equações completo pode ser representado de modo compacto na forma vetorial

$$Hc = v(c) \quad (24)$$

²⁶ Para detalhes a respeito das funções do tipo *cubic splines* (ver, por exemplo, Miranda e Fackler, 2002, cap.6)

onde H é uma matriz quadrada de dimensão N cujo elemento $H(l, n)$ corresponde a $h_n(s_l)$, a n -ésima função base avaliada no l -ésimo nó de colocação, c é um vetor $(N, 1)$ de coeficientes c_n ($n = 1, 2, \dots, N$) a serem determinados e $v(c)$ é um vetor $(N, 1)$ de funções de colocação (lado direito da eq. 23) avaliadas nos N nós e conjuntamente avaliadas no vetor de coeficientes c .

Para computar os valores dessas funções, contudo, ainda é necessário um modo numérico de tratar os valores esperados da função valor para o período seguinte, visto que o problema é estocástico. Especificamente, dado um estado atual da economia, representado por um nó de colocação s_l , é necessária uma forma para computar o valor da função $g(s_l, i, \varepsilon)$. Para isso, os choques aleatórios N.I.I.D. que compõem o vetor ε , são discretizados pelo método de quadratura gaussiana, que trabalha com a resolução do sistema de equações formado pelas condições de momentos da distribuição Normal²⁷. Combinando os valores de cada um dos choques, agora discretos, o vetor ε assume os valores $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_K$ com probabilidades, p_1, p_2, \dots, p_K respectivamente, tal que $(p_1 + p_2 + \dots + p_K) = 1$.

Dessa forma, a l -ésima função de colocação, l -ésimo componente do vetor $v(c)$ e correspondente ao l -ésimo nó de colocação, fica

$$v_l(c) = \max_{i \geq 0} \left\{ f(s_l, i) + \delta \sum_{k=1}^K \sum_{n=1}^N c_n h_n(g(s_l, i, \varepsilon_k)) \right\} \quad (25)$$

A partir de determinado vetor de coeficientes c , cada função de colocação retorna o valor da função valor aproximada no nó correspondente, bem como registra o valor do argumento i que resolveu o problema de maximização associado. Assim, por meio de iterações no conjunto de funções de colocação, com a atualização do vetor c dada pela regra

$$c \leftarrow H^{-1}v(c)$$

busca-se a convergência dos coeficientes c_n ($n = 1, 2, \dots, N$), que formam a aproximação para a função valor que resolve o problema. Atingida a convergência, os valores de i que resolveram as N equações de colocação formam a política de juros ótima $i^*(s_l)$ ($l = 1, \dots, N$) associada aos estados expressos nos N nós de colocação, respectivamente. Como fica evidente, portanto, a política monetária ótima obtida no modelo que considera a restrição de

²⁷ Para maiores detalhes acerca do método de discretização de variáveis aleatórias por meio do método de quadratura gaussiana, ver Miranda e Fackler (2002, cap.5)

não negatividade não pode ser mais representada como uma função explícita de suas variáveis de estado da economia, sendo caracterizada apenas de forma numérica.

Por fim, cabem ainda duas considerações fundamentais acerca do método descrito. Primeiramente, deve-se ressaltar que a convergência da função valor aproximada exige que o parâmetro δ assuma um valor suficientemente pequeno para que o teorema do ponto fixo seja verificado²⁸. Em segundo lugar, a descrição do método mostra que sua aplicação pode envolver a formação de matrizes de dimensão bastante elevada, dependendo do número de variáveis de estado consideradas no problema. Como ressalta Nishiyama (2009, nota de rodapé nº10), quanto maior o número de variáveis, maiores são as limitações geradas pela chamada “*curse of dimensionality*”, que podem chegar, dependendo da capacidade computacional disponível, a impedir a resolução do problema. Nesse sentido, é relevante lembrar que as regras de transição utilizadas no modelo seguem um processo Markoviano, de forma que cada defasagem de hiato do produto, inflação, taxa de câmbio e taxa de juros entra no modelo como uma nova variável de estado.

3.3 Resultados

3.3.1 Estimação do modelo de economia

Para a representação da economia brasileira estima-se o modelo estrutural apresentado na seção 3.2.1, em bases trimestrais, para o período 2000:1 – 2011:2. Tal período, além de constituir uma amostra de tamanho suficiente para a estimação, engloba apenas um regime cambial e de política monetária, tornando o modelo macroeconômico menos suscetível à crítica de Lucas (1976), tendo em vista sua consideração de expectativas do tipo *backward looking*.

As séries utilizadas para representarem as variáveis do modelo, construídas a partir de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do BCB, são definidas como segue:

²⁸ Como salientam Kato e Nishiyama (2005, p.111), dependendo do valor de δ , a economia pode ingressar em trajetória divergente tão rapidamente que uma função de reação ótima estacionária não existe.

- hiato do produto (y_t): diferença log-percentual entre o produto real trimestral ajustado sazonalmente e sua tendência obtida por meio do filtro Hodrick-Prescott²⁹;
- taxa de inflação (π_t): variação log-percentual do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE ao longo do trimestre, anualizada;
- taxa de juros nominal (i_t): média trimestral da taxa Selic acumulada no mês e anualizada; e
- taxa de câmbio nominal (q_t): definida como $100 \ln Q_t$, onde \ln denota o logaritmo natural e Q_t a taxa de câmbio em R\$/US\$ (venda) média do trimestre, de forma que Δq_t fica sendo a variação log-percentual do câmbio (ou depreciação cambial) no trimestre.

Foram aplicados os testes ADF e Phillips-Perron em todas as variáveis relevantes para a estimação do modelo ($y_t, r_t, \pi_t, \Delta q_t$). Para todas, a hipótese de existência de raiz unitária, é rejeitada ao nível de significância de, pelo menos, 5%. A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes.

Tabela 4 – Testes de Raiz Unitária³⁰

Variável	Teste ADF		Teste Phillips-Perron
	Defasagens	Estatística de Teste	Estatística de Teste
y_t	1	-4,6786***	-3,1210**
r_t	0	-3,287**	-3,0280**
π_t	2	-2,9543**	-3,9440***
Δq_t	1	-5,3799***	-4,2843***

Fonte: elaboração própria.

Antes de apresentar os resultados da estimação do modelo estrutural para a economia brasileira, faz-se necessário um esclarecimento. Como explicitado na seção 3.2.3, a consideração da restrição de não negatividade no modelo de otimização da política monetária é realizada mediante a utilização do método de colocação. A aplicação de tal método, dada a capacidade de memória do ambiente computacional utilizado, não é factível quando o modelo engloba muitas variáveis de estado, cuja quantidade aumenta conforme se acrescentam defasagens de hiato do produto ou inflação, por exemplo, tendo em vista que as regras de

²⁹ O filtro Hodrick-Prescott é aplicado nas observações do produto iniciadas em 1996:1, com o objetivo de evitar o problema associado ao início da série.

³⁰ A seleção do número de defasagens para os testes ADF baseou-se na minimização do critério de Schwarz, com um máximo de 9 defasagens. *, ** e *** representam significância aos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

transição utilizadas no modelo devem seguir um processo Markoviano³¹. Dessa forma, foram estimadas duas especificações alternativas para a curva de Phillips, uma completa (que seria a ideal) e uma reduzida, em que a memória inflacionária é de apenas dois trimestres e a influência da depreciação cambial sobre a elevação de preços é negligenciada.

Seguindo Aragón e Portugal (2009), são incluídas variáveis *dummy* que incrementam a especificação da curva IS. Mais especificamente, são adicionadas as variáveis $D_{y1,t}$ ($= 1$, para $t = 2001:3, 2001:4$; $= 0$, c.c.) para o período de crise energética no País, no ano de 2001, $D_{y2,t}$ ($= 1$, para $t = 2003:1, 2003:2$; $= 0$, c.c.) para o início do mandato do presidente Lula da Silva, período de fortes restrições ao financiamento externo e perdas nos salários reais e $D_{y3,t}$ ($= 1$, para $t = 2008:4, 2009:1, 2009:2$; $= 0$, c.c.) para o período de agravamento da crise financeira internacional do final da década de 2000, deflagrado pela quebra do banco Lehman Brothers. No caso da curva de Phillips em sua especificação reduzida, para minimizar os efeitos da negligência da taxa de câmbio, é introduzida a variável $D_{\pi,t}$ ($= 1$, para $t = 2002:4$; $= 0$, c.c.) para capturar a elevação acentuada da inflação no final de 2002, causada, em grande parte, pela depreciação cambial observada após a eleição para presidente da República de Lula da Silva.

Seguindo a notação da seção 3.2.1 e definindo as defasagens das variáveis do modelo a serem utilizadas³², as equações estimadas do modelo são

$$y_t = \bar{y} + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_1 r_{t-1} + \rho_1 D_{y1,t} + \rho_2 D_{y2,t} + \rho_3 D_{y3,t} + \varepsilon_{y,t} \quad (26)$$

$$\pi_t = \bar{\pi} + \mu_1 y_{t-1} + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-2} + \gamma_3 \pi_{t-3} + \gamma_4 \pi_{t-4} + \theta_1 \Delta q_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (27)$$

$$\pi_t = \bar{\pi} + \mu_1 y_{t-1} + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-2} + \rho_4 D_{\pi,t} + \varepsilon_{\pi,t} \quad (28)$$

Conforme mencionado anteriormente, sobre a curva de Phillips impõe-se uma restrição para garantir sua verticalidade no longo prazo. Nesse sentido, na especificação completa, dada pela equação 27, $\gamma_4 = 1 - (\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 + \theta_1)$ e na especificação reduzida, dada pela equação 28, $\gamma_2 = 1 - \gamma_1$. A Tabela 5 apresenta os resultados das estimações das

³¹ As restrições impostas pela resolução do modelo pelo método de colocação serão abordadas com maiores detalhes na seção 3.2.

³² A definição das defasagens das variáveis utilizadas seguiu os critérios de estimação de um modelo com o maior grau de similaridade possível em relação ao de Aragón e Portugal (2009) e de obtenção de bom ajuste à economia brasileira, considerando a amostra utilizada. Para as especificações reduzidas, no entanto, foi necessário adotar maior nível de parcimônia, utilizando-se o máximo de defasagens suportadas pela resolução do modelo.

equações do modelo estrutural, realizadas pelo método de mínimos quadrados ordinários (OLS)³³.

No que diz respeito à demanda agregada, obteve-se um bom ajuste do modelo à realidade utilizando poucas defasagens, com a taxa de juros real mostrando alto grau de significância na curva IS e com sinal de coeficiente conforme esperado. De acordo com o modelo estimado, a taxa de juros real afeta o hiato do produto em um intervalo de um trimestre.

Em relação à inflação, porém, os resultados não são tão satisfatórios. Primeiramente, pode-se observar que o hiato do produto não se mostra significativo na curva de Phillips, resultado compartilhado por Aragón e Portugal (2009), Bonomo e Brito (2002) e Faria (2006). Assim, sua manutenção como mecanismo de transmissão da política monetária fica justificada apenas por argumentos teóricos. Em segundo lugar, a especificação reduzida, cuja estimação será justificada na seção seguinte, registra um valor para o R^2 ajustado abaixo de 0,2, revelando seu baixo poder explicativo para a dinâmica inflacionária brasileira. Além disso, nessa especificação, a estimativa para a sensibilidade da inflação em relação ao hiato do produto torna-se consideravelmente menor do que na especificação completa, em que pese sua falta de significância estatística em ambos os casos.

De acordo com o modelo, a elevação de um ponto percentual da taxa de juros real no trimestre t provoca um decréscimo de 0,0841 pontos percentuais no hiato do produto no período $t + 1$. Considerando o impacto do hiato do produto na inflação (pela especificação reduzida), no trimestre subsequente, essa elevação da taxa de juros real tem como consequência uma redução de 0,0128 pontos percentuais da inflação no trimestre $t + 2$.

Tabela 5 – Resultados da Estimação do Modelo Estrutural para a Economia Brasileira³⁴

		Curva IS	Curva de Phillips	
Variável dependente		y_t	π_t	
			Especificação completa	Especificação reduzida
Parâmetros	Interrcepto	1,1536*** (0,2651)		

³³ Além do método de mínimos quadrados ordinários, Aragón e Portugal (2009), também estimam o modelo estrutural para a economia brasileira pelos métodos SUR (*seemingly unrelated regressions*) e FIML (*full information maximum likelihood*), obtendo estimativas muito similares para seus parâmetros.

³⁴ Desvio padrão das estimativas em parênteses; *, **, e *** referem-se à significância a 10%, 5% e 1%, respectivamente; os valores apresentados para os testes de especificação referem-se aos p -valores das respectivas estatísticas de teste; erros padrão das estimativas robustos à heterocedasticidade (White) na IS e na Curva de Phillips completa.

y_{t-1}	0,5281*** (0,1047)	π_{t-1}	0,5274*** (0,1317)	0,8263*** (0,1325)
y_{t-2}		π_{t-2}	-0,2075 (0,1526)	0,1737
r_{t-1}	-0,0841*** (0,0250)	π_{t-3}	0,3355** (0,1439)	
$D_{y1,t}$	-3,2101*** (0,6563)	π_{t-4}	0,0765	
$D_{y2,t}$	-2,6525*** (0,4724)	Δq_{t-1}	0,2681* (0,1554)	
$D_{y3,t}$	-1,2704*** (0,1120)	y_{t-1}	0,4332 (0,3322)	0,1520 (0,3842)
		$D_{\pi,t}$		15,9423*** (4,0113)
R ²	0,8159		0,3997	0,1419
LB(6)	0,6510		0,4230	0,2290
LB(8)	0,7380		0,4670	0,3430
LM (2)	0,6160		0,6475	0,1150
LM (4)	0,1139		0,1820	0,2638
LM (6)	0,1500		0,2727	0,4693
ARCH(6)	0,4060		0,9548	0,9849
White	0,0194		0,0005	0,7435
JB	0,9836		0,0000	0,0000

Fonte: elaboração própria

Os resultados do teste Breusch-Godfrey (LM), realizado com 2, 4 e 6 defasagens mostram que os resíduos das equações estimadas não apresentam evidências significativas de autocorrelação. Apesar dos resultados do teste ARCH para heterocedasticidade, o teste de White rejeita fortemente a hipótese de variância constante dos resíduos da curva IS e da curva de Phillips completa. Dessa forma, os desvios padrão dos parâmetros de ambas as equações são estimados pelo método de White (1980), robusto à heterocedasticidade. Por fim, o teste Jarque-Bera (JB) rejeita a hipótese de normalidade dos resíduos das duas especificações alternativas estimadas para a curva de Phillips, o que, contudo, não é um problema significativo devido ao tamanho da amostra utilizada (46 observações).

3.3.2 Regras monetárias ótimas e preferências do BCB

O objetivo da presente seção é apresentar a caracterização da política monetária ótima para o BCB considerando a imposição da restrição de não negatividade à taxa de juros nominal, ressaltando suas diferenças em relação às regras monetárias lineares convencionais. A aplicação do método descrito na seção 3.2.3, que possibilita a obtenção de tal objetivo, no entanto, não é direta.

A descrição do método de colocação deixa claro que a resolução do modelo restrito impõe um *trade-off* entre o número de variáveis de estado contempladas pelo mesmo e o grau de precisão de sua solução, relacionado ao número de nós de colocação. A necessidade de discretização do espaço de estado, dada uma capacidade computacional limitada, pode, com a adição de variáveis e a exigência de obtenção de uma solução com grau de precisão satisfatório, resultar na estruturação de matrizes de dimensões que inviabilizam a resolução do modelo.

Dessa forma, em relação a um modelo completo como apresentado nas seções 2.1 e 2.2, são necessários alguns ajustes para que sua resolução, levando em conta a restrição de não negatividade sobre a taxa de juros nominal, seja factível. Primeiramente, após exaustivos testes, dada a capacidade computacional disponível³⁵, concluiu-se que uma solução suficientemente precisa pode ser obtida, em um tempo de convergência maximamente elevado, para um modelo que contemple até 4 variáveis de estado³⁶. Tal restrição exige que a dinâmica econômica brasileira seja representada da forma mais parcimoniosa possível, por meio de um modelo estrutural de pequena escala. Mais especificamente, a consideração da restrição de não negatividade na obtenção de uma regra monetária ótima para economia brasileira, respeitando uma representação razoável da mesma para restringir a ação do banco central, torna necessário a negligência do efeito da depreciação cambial sobre a inflação e a utilização de poucas defasagens da taxa de inflação no modelo estrutural de representação da economia. Isso significa a especificação de uma dinâmica inflacionária de memória mais curta, como a especificação reduzida apresentada na seção 3.3.1.

Em resumo, os pontos elucidados acima culminam no fato de que se faz necessária a utilização da curva de Phillips em sua especificação reduzida no modelo que representa a economia brasileira e restringe a ação do banco central. Tal procedimento implica em prejuízo, visto que, com menos defasagens da inflação e negligenciando o efeito direto da taxa de câmbio, a mesma possibilita uma representação muito pobre da dinâmica inflacionária brasileira, como mencionado anteriormente.

Adicionalmente, o problema da dimensionalidade e a consideração de um modelo de memória mais curta, que contempla apenas uma defasagem da taxa de inflação entre suas variáveis de estado, impede a consideração de uma função objetivo para a política monetária

³⁵ Para a realização desse trabalho, foi utilizado um ambiente computacional com memória RAM de 8 GB e processador Intel Core I7 2.66 GHz.

³⁶ Esse número leva em conta a amplitude do domínio observado na economia brasileira das variáveis que necessariamente precisam ser contempladas no modelo, como hiato do produto e inflação.

nos exatos moldes apresentados na seção 3.2.2. Assim, opta-se por uma simplificação na função L_t , que passa a ser definida como

$$L_t = \lambda_\pi(\pi_t^s - \pi^*)^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_i(i_t - i_{t-1})^2 \quad (29)$$

onde $\pi_t^s = \frac{1}{2} \sum_{j=0}^1 \pi_{t-j}$. Dessa forma, o banco central busca a convergência à meta da inflação acumulada em dois trimestres, ao invés da inflação acumulada em 12 meses como no objetivo original. Essa simplificação retira parte da flexibilidade da autoridade monetária para a obtenção da meta de inflação, no entanto não altera a natureza do objetivo típico de um regime de metas.

A respeito da definição do valor para a taxa de desconto intertemporal do banco central (δ) cabe um esclarecimento. Para cada combinação de parâmetros de preferências $(\lambda_\pi, \lambda_y, \lambda_i)$, existe um limite máximo a se estabelecer para δ que garante a existência e, conseqüentemente, a convergência da função valor que resolve a equação de Bellman, como mencionado na seção 3.2.3. Assim, visando garantir a obtenção de solução para uma gama suficientemente ampla de combinações entre λ_π , λ_y e λ_i , que permita os exercícios que virão a seguir, optou-se por estabelecer de início $\delta = 0,75$ ³⁷.

Espaço de estado e de aproximação

Levando em conta as restrições apresentadas acima e o *trade-off* mencionado acerca do método de colocação, as quatro variáveis de estado definidas para serem contempladas pelo modelo foram y_t , π_t , π_{t-1} e i_{t-1} . O hiato do produto (y_t) e a taxa de inflação (π_t) são as variáveis base do modelo. A inflação defasada (π_{t-1}) foi incluída para que a especificação da curva de Phillips fosse minimamente satisfatória, dado o grau de inércia da inflação brasileira. A taxa de juros defasada (i_{t-1}), por sua vez, foi introduzida para permitir a consideração da meta de suavização de juros na função objetivo do banco central.

O espaço de aproximação para a solução foi definido como segue. Os nós de colocação foram uniformemente distribuídos nos intervalos $-6 \leq y_t \leq 6$, $-7,5 \leq \pi_t, \pi_{t-1} \leq 25,5$ e $0 \leq i_{t-1} \leq 30$, levando em conta os dados observados para a economia brasileira no período considerado, cujas estatísticas são apresentadas na Tabela 6. Os números de nós em cada dimensão do estado N_j ($j = y_t, \pi_t, \pi_{t-1}, i_{t-1}$) foram definidos

³⁷ Kato e Nishiyama (2005) utilizam $\delta = 0,6$. O baixo valor desse parâmetro em relação a outros trabalhos da literatura, necessário para garantir a convergência de uma solução, é interpretado pelos autores como sinal da dificuldade enfrentada pelo banco central japonês na prática da política monetária restrita à não negatividade da taxa de juros nominal (p.111).

em $N_{y_t} = 5$, $N_{\pi_t} = N_{\pi_{t-1}} = 12$ e $N_{i_{t-1}} = 4$, com o total de nós de colocação resultando em $N = 2.880$. As variáveis aleatórias $\varepsilon_{y,t}$ e $\varepsilon_{\pi,t}$ foram discretizadas em 3 nós cada. Por fim, o critério para convergência foi estabelecido em 10^{-6} para a norma da variação no vetor c após cada iteração no sistema (11)³⁸.

Tabela 6 - Estatísticas descritivas para as variáveis de estado do modelo no período 2000:1 – 2011:2

	Hiato do Produto (y_t)	Inflação (π_t)	Inflação (π_{t-1})	Taxa de Juros Nominal (i_{t-1})
Valor Mínimo	-4,48	0,40	0,40	8,65
Média	-0,01	6,29	6,41	15,65
Valor Máximo	3,77	25,42	25,42	26,24

Fonte de dados brutos: BCB.

3.2.2.1 O efeito da restrição de não negatividade

Definido o espaço de aproximação, o objetivo simplificado da política monetária e utilizando os resultados da estimação das equações do modelo estrutural como restrições à obtenção de tal objetivo, é possível obter a aproximação da solução para o problema do BCB restrito à não negatividade da taxa de juros nominal, por meio do método de colocação.

Primeiramente, com o objetivo de analisar algumas características específicas da solução do modelo restrito e ressaltar suas diferenças em relação às regras monetárias lineares convencionais, conforme ilustradas por Kato e Nishiyama (2005) e Nishiyama (2009), adota-se uma definição prévia para as preferências do banco central. A questão relevante, em um primeiro momento, é verificar se a magnitude dessas diferenças apontadas pela literatura que considera a restrição de não negatividade na caracterização de políticas monetárias ótimas é mantida quando se considera a dinâmica da economia brasileira e o nível de inflação e de taxa de juros habitualmente observados na mesma. Tais peculiaridades observadas no Brasil são justamente aspectos que podem ameaçar os resultados encontrados pelos referidos trabalhos, que utilizam a economia japonesa para ilustrar a relevância da consideração da restrição de não negatividade sobre a taxa de juros.

No Brasil, durante o período do regime de metas, as taxas de inflação e de juros, tanto nominal quanto real, transitaram em patamares consideravelmente superiores aos da economia

³⁸ Os resíduos máximos obtidos na função valor foram da ordem de $2 \cdot 10^{-1}$.

japonesa. Além disso, na dinâmica inflacionária brasileira, sabe-se que, devido a fatores institucionais e fiscais, existe uma certa resistência do nível de preços para baixo, algo que torna, pelo menos em primeira análise, bastante longínquo o risco de que o país passe por um processo de deflação que torne a restrição de não negatividade ativa, como foi o caso do Japão em anos recentes.

Tendo tais considerações em vista, a intuição indica que as distinções causadas pela consideração da restrição de não negatividade na obtenção de regras ótimas de juros sejam, no caso do Brasil, irrelevantes, ou, pelo menos, consideravelmente minimizadas. Assim, como primeiro exercício para ilustração da política ótima de juros para o BCB, segue-se o trabalho de Kato e Nishiyama (2005) em termos de definição de suas preferências, ponderando-as de modo equilibrado entre hiato do produto e inflação e ignorando, por enquanto, a meta de suavização da taxa de juros³⁹. Isto é, os parâmetros da função L_t são definidos da seguinte forma

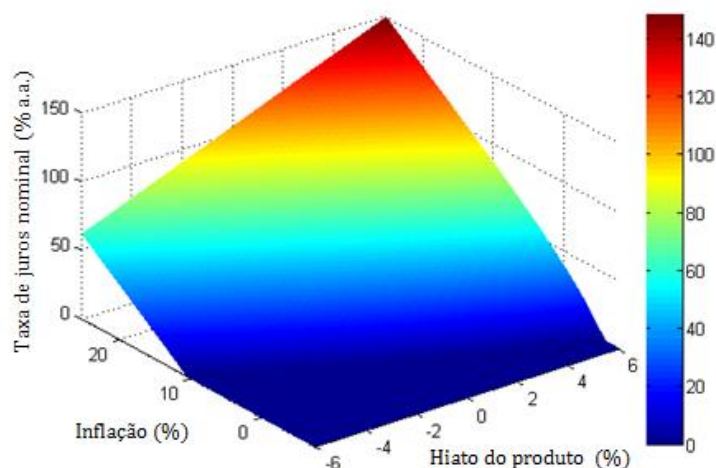
$$\lambda_y = 0,5, \lambda_\pi = 0,5 \text{ e } \lambda_i = 0,0$$

A Figura 2 apresenta, para o problema com parâmetros definidos acima, a reação ótima do BCB em função da inflação e do *gap* do produto. Tendo em vista a necessidade de apresentação gráfica da regra de reação como função de apenas duas variáveis, já que a solução é numérica e pode ser representada apenas graficamente, fixou-se a taxa de inflação defasada em 4,5%⁴⁰.

Figura 2 – Política ótima de juros em função de y_t e π_t , para $\pi_{t-1} = 4,5\%$

³⁹ No trabalho citado, a taxa de juros não figura entre as variáveis de estado, o que impede a consideração de uma meta de suavização de juros na função objetivo do banco central.

⁴⁰ A taxa de juros defasada, que também é uma variável de estado do modelo, não interfere na política ótima, visto que $\lambda_i = 0$.



Fonte: Elaboração própria

A região em que a restrição de não negatividade torna-se ativa é observada com clareza no gráfico da política monetária ótima. Com a taxa de inflação próxima a sua meta de 4,5%, por exemplo, um hiato do produto abaixo de $-2,0\%$ tem como resposta ótima do BCB a fixação da taxa de juros nominal em zero.

Uma forma de analisar com maior detalhe as diferenças, tanto qualitativas quanto quantitativas, entre a solução apresentada acima e as regras monetárias lineares convencionais é compará-las em um mesmo plano gráfico. Para isso, soluciona-se o mesmo modelo que está sendo considerado aqui, porém ignorando-se a restrição de não negatividade sobre a taxa de juros. Todos os parâmetros e suposições seguem as mesmas definições anteriores, com exceção de tal restrição. Nesse caso, o modelo torna-se o clássico problema do regulador linear quadrático, conforme mencionado na seção 3.2.3. Tal resolução produz uma regra de reação ótima para o BCB linear em suas variáveis de estado, a ser referida desse ponto em diante como solução irrestrita ou política irrestrita⁴¹. A Figura 3 apresenta o confronto entre as duas soluções, restrita e irrestrita, sob diferentes pontos de vista e para diferentes estados da economia. Os gráficos do lado esquerdo da figura mantêm a inflação fixa, exibindo a política ótima em função do hiato do produto. No topo, supõe-se uma situação de estabilidade estrita de preços ($\pi_t = \pi_{t-1} = 0,0\%$), no centro, a inflação é mantida estabilizada em sua meta ($\pi_t = \pi_{t-1} = 4,5\%$) e no painel inferior supõe-se uma situação de inflação alta ($\pi_t = \pi_{t-1} = 9,5\%$).

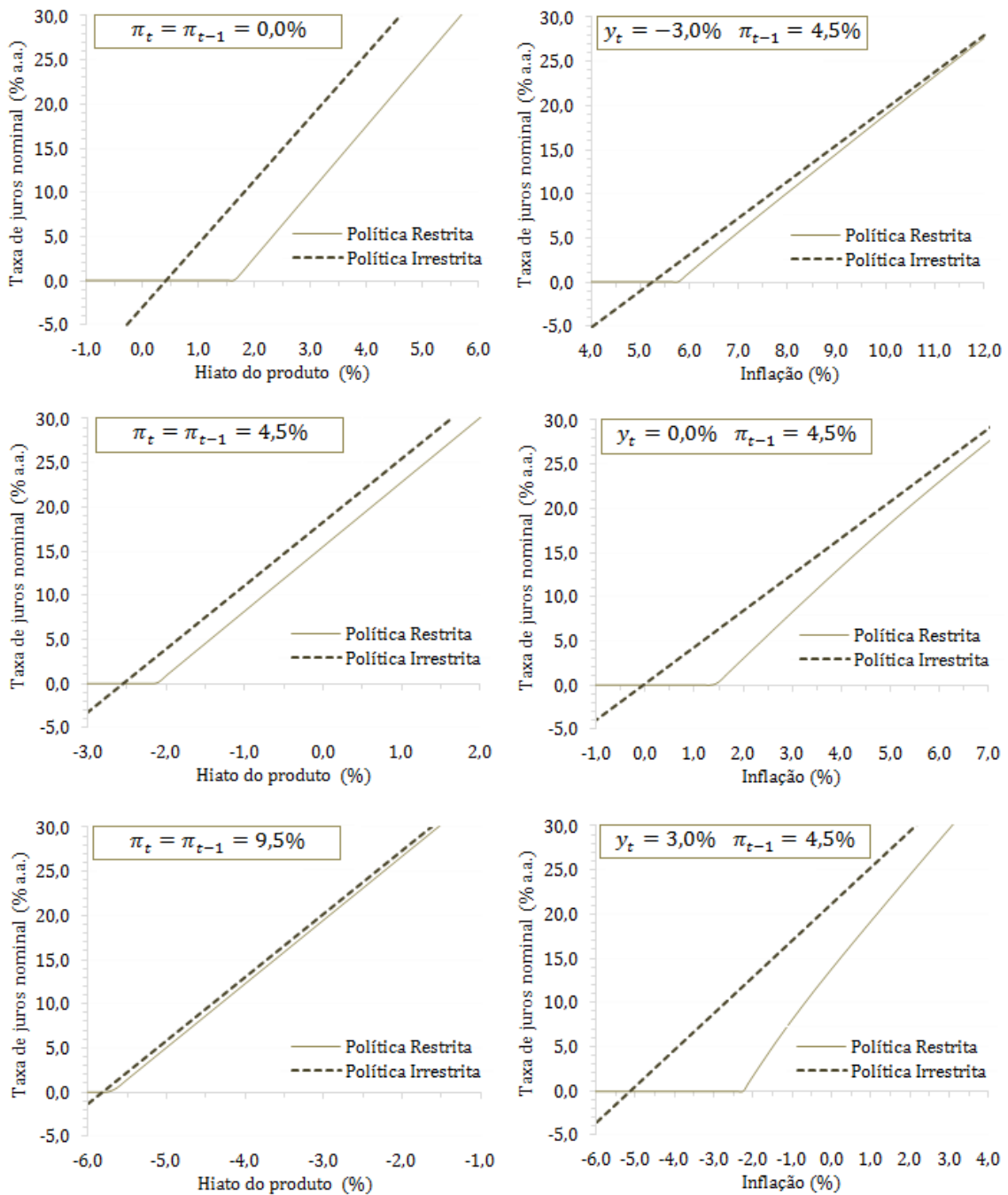
⁴¹ Apesar de estar sujeita às restrições que representam a dinâmica da economia, a variável de controle (taxa de juros nominal) não possui nenhuma restrição sobre si própria nos modelos convencionais.

Os gráficos da direita mantêm o hiato do produto e a inflação passada fixos, ilustrando a reação ótima do banco central em função da inflação contemporânea. No topo, supõe-se um estado recessivo para a economia, onde o hiato do produto encontra-se negativo ($y_t = -3,0\%$). No centro, o hiato do produto é fixado em sua meta ($y_t = 0,0\%$). Por fim, no painel inferior supõe-se um estado de economia aquecida, com o hiato do produto positivo ($y_t = 3,0\%$). A inflação do trimestre anterior é mantida em sua meta ($\pi_{t-1} = 4,5\%$) nos três casos.

Os gráficos da Figura 3 ilustram com clareza a existência de diferenças relevantes entre as políticas restrita e irrestrita, evidenciando o efeito causado pela consideração do limite zero da taxa de juros sobre a política monetária ótima no modelo considerado. Em especial, o aspecto mais interessante e, ao mesmo tempo, relevante da comparação apresentada é que tal efeito é significativo, dependendo do estado da economia, para patamares elevados da taxa de juros, e não apenas nas proximidades da restrição de não negatividade.

O grau de relevância restrição de não negatividade é consideravelmente menos sensível ao hiato do produto. Há uma diminuição muito branda na diferença entre as soluções conforme aumenta o hiato do produto, praticamente imperceptível na Figura 3. Apesar disso, quando se analisam os gráficos à direita tem-se a impressão de que um hiato do produto mais elevado produz uma discrepância maior entre as soluções. No entanto, esse efeito é provocado, na verdade, pela inflação. O que acontece de fato é que, com o hiato do produto em patamar mais elevado, a restrição de não negatividade torna-se ativa apenas com taxas de inflação muito baixas, que abrem espaço, conforme a análise do parágrafo anterior, para a manifestação mais acentuada da diferença entre as políticas restrita e irrestrita.

Figura 3 – Confronto entre as políticas restrita e irrestrita para diferentes estados da economia



Fonte: Elaboração própria

Por fim, a Figura 3 deixa evidente outro aspecto marcante da solução restrita, qual seja, a não linearidade em relação às variáveis de estado do modelo, fácil de ser percebida no confronto com a solução irrestrita, que é linear. Os gráficos que apresentam a regra monetária ótima em função da inflação (à direita) ilustram com clareza o aumento da inclinação (absoluta) da política de juros quanto mais próxima se encontra de zero. Em outras palavras, em resposta a uma queda da inflação, o banco central reduz a taxa de juros de forma mais agressiva quando a restrição de não negatividade é levada em conta.

Em resumo, com a definição de parâmetros adotada aqui, é possível confirmar, levando em conta o comportamento da economia brasileira, alguns dos resultados obtidos por Kato e Nishiyama (2005) em seu exercício numérico para a economia japonesa. Mais especificamente, ficam evidentes o maior expansionismo e a maior agressividade (não linearidade) da política de juros sujeita à restrição de não negatividade para alguns estados da economia. Independentemente do que a intuição possa indicar, a consideração de tal restrição pode provocar distinções relevantes sobre a política monetária ótima na comparação com a política irrestrita convencional mesmo quando se leva em conta a dinâmica da economia brasileira e muitos dos estados pelos quais a mesma transita na prática. Ademais, a Figura 3 deixa claro que tais distinções podem ser relevantes inclusive para níveis elevados da taxa de juros, e não apenas nas proximidades da restrição em questão.

Para mensurar de forma mais precisa o hiato quantitativo entre as políticas restrita e irrestrita para o caso brasileiro, levando em conta os estados pelos quais passou a economia nesses últimos 10 anos, define-se a função de relevância da restrição de não negatividade⁴²:

Função de relevância da restrição de não negatividade

Seja a função de reação de política monetária com a restrição de não negatividade imputada, i^{RNI} , definida como $i^{RNI} = \max\{0, i^{IRRESTRITA}\}$, onde a função $i^{IRRESTRITA}$ é a reação ótima de política monetária convencional, obtida sem a consideração da restrição de não negatividade sobre a variável de controle do modelo (taxa de juros nominal), referida até aqui como política irrestrita. Seja i^{RN} a função de reação de política monetária obtida levando em conta a restrição de não negatividade, referida até aqui como política restrita. Assim, define-se, para determinado estado da economia $\{y_t, \pi_t, \pi_{t-1}, i_{t-1}\}$, a função de relevância da restrição de não negatividade (FRRN) como

$$FRRN(y_t, \pi_t, \pi_{t-1}, i_{t-1}) \equiv i^{RNI}(y_t, \pi_t, \pi_{t-1}, i_{t-1}) - i^{RN}(y_t, \pi_t, \pi_{t-1}, i_{t-1})$$

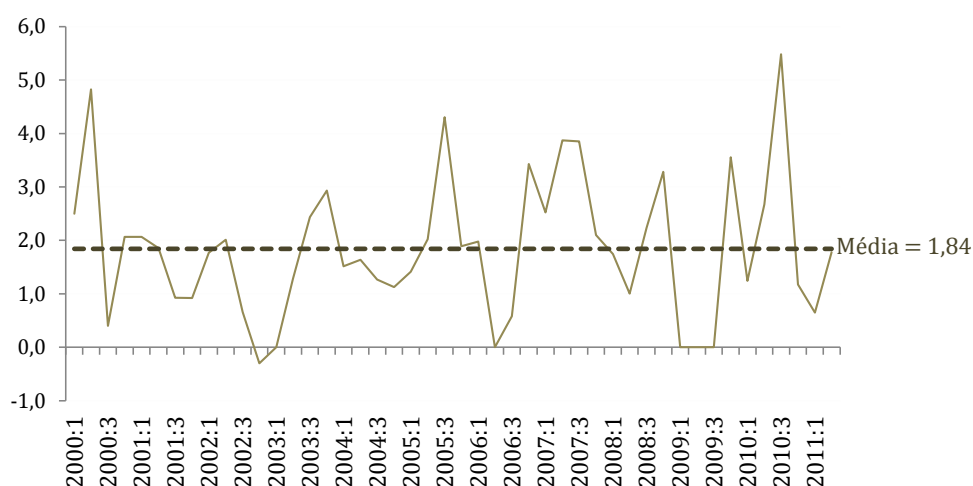
cuja saída tem como unidade pontos percentuais da taxa de juros.

Utilizando tal conceito, os resultados obtidos em termos de regras monetárias ótimas para o BCB e as observações das séries apresentadas na seção 3.3.1, calcula-se o valor da FRRN avaliada ao longo da trajetória de estados da economia brasileira no período 2000:1 –

⁴² A função de relevância da restrição de não negatividade equivale ao conceito de *Central Bank's Pre-emption Motive* de Nishiyama (2009, p.14).

2011:2. O resultado é apresentado na Figura 4. Observa-se que valor da *FRRN* pode ser bastante significativo, superando 5,00 p.p. na taxa de juros no terceiro trimestre de 2010, quando a inflação e o hiato do produto foram muito baixos. Em geral, nota-se que os valores são maiores nos períodos em que a inflação transitava em patamares reduzidos, como no período entre 2005 e 2008. Em oposição, na primeira metade da década de 2000, período de inflação mais elevada, a relevância da restrição de não negatividade torna-se menor. Ao longo de 2009, contudo, o hiato do produto atinge valores negativos significativos, tornando a política irrestrita negativa, o que anula a *FRRN*. O referido gráfico também contempla o valor médio da *FRRN* para o período, que é de 1,84 p.p. por trimestre na taxa de juros ótima para a economia brasileira.

Figura 4 – Função de relevância da restrição de não negatividade (p.p. da taxa de juros nominal a.a.) para $\lambda_y = 0,5$, $\lambda_\pi = 0,5$, $\lambda_i = 0,0$ e $\delta = 0,75$



Fonte: Elaboração própria

Análise de sensibilidade

Após a verificação da relevância da consideração da restrição de não negatividade na derivação de uma regra monetária ótima para o BCB para determinada combinação de parâmetros, é interessante que se realize uma análise da robustez desse resultado em relação à variação dos parâmetros constantes na função objetivo do mesmo. Para realizar essa avaliação, define-se a função $FRRNm(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$, como o valor médio trimestral da função $FRRN(y_t, \pi_t, \pi_{t-1}, i_{t-1})$ no período 2000:1 – 2011:2. Os valores de avaliação dessa função são obtidos mediante a resolução do problema de otimização descrito na seção 3.2 para cada

combinação de $\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i$ e δ para a qual a solução do modelo restrito exista^{43 44}. Em cada um desses casos, são obtidas duas regras monetárias ótimas para o BCB, uma delas restrita à não negatividade e outra irrestrita. Essas soluções são avaliadas ao longo da trajetória de estados da economia brasileira e a diferença média trimestral entre ambas é o resultado da função $FRRNm(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$.

A análise de sensibilidade tem como ponto de partida o valor de $FRRNm(0,50, 0,50, 0,00, 0,75)$ calculado anteriormente e apresentado na Figura 4. A Figura 5 apresenta os valores assumidos pela função $FRRNm$ para diferentes combinações de λ_y e λ_π para os quais se obtém uma solução restrita, mantendo-se constantes $\lambda_i = 0$ e $\delta = 0,75$ ⁴⁵. Como é possível observar, a $FRRNm$ é sensível à variação de preferências do banco central, sendo positivamente relacionada com o valor de λ_π . Em outras palavras, quanto maior é a importância relativa atribuída pela autoridade monetária à manutenção da inflação em sua meta, maior é a diferença causada pela consideração da restrição de não negatividade na obtenção de uma regra monetária ótima para o BCB. No caso limite para o qual se obtém uma solução restrita, tal diferença chega, na média, a 6,39 p.p. na taxa de juros ótima trimestral.

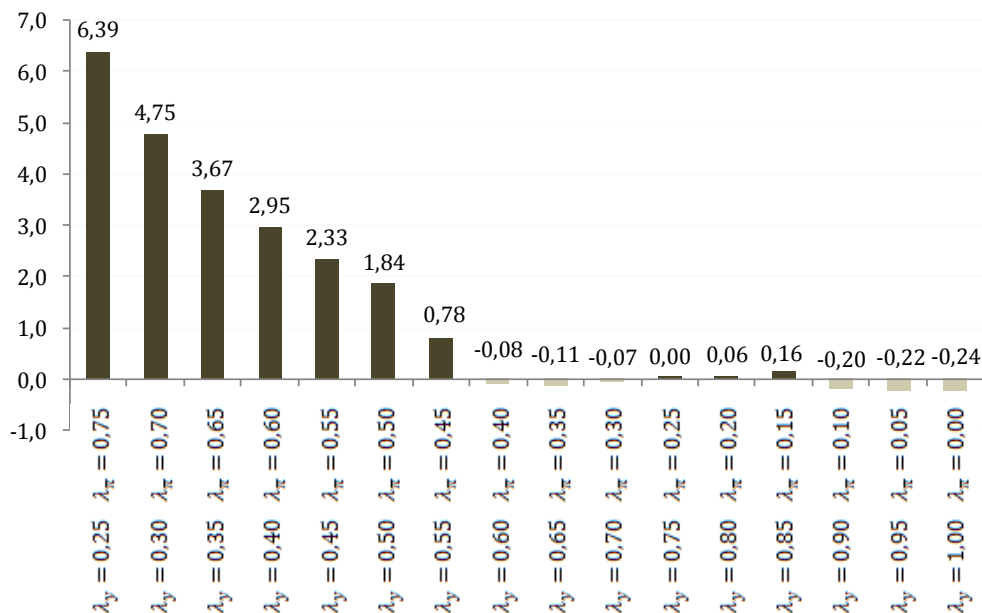
Por meio da mesma metodologia, conduz-se a análise de sensibilidade da relevância da restrição de não negatividade para o Brasil implementando variações no valor de λ_i , até este ponto mantido em zero. Visando manter uma relação com o exercício anterior e isolar agora o efeito provocado exclusivamente pela meta de suavização de juros, a análise de sensibilidade é realizada da seguinte forma. Calcula-se o valor da função $FRRNm(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$ variando gradualmente λ_i e mantendo algumas das proporções utilizadas anteriormente entre os parâmetros λ_y e λ_π para a diferença $(1 - \lambda_i)$. Em outras palavras, atribui-se as mesmas ponderações de preferências anteriores, no entanto aplicadas ao que “resta” do objetivo do banco central de suavizar o movimento da taxa de juros. Além disso, são adicionadas as ponderações para as quais não se obteve solução para o problema com $\lambda_i = 0,00$ (λ_π acima de 0,75). Dessa forma, tem-se como ponto de partida para essa etapa os valores da função $FRRNm(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$ apresentados na Figura 5.

⁴³ Como referido anteriormente, valores elevados de δ provocam a inexistência de uma solução para o modelo irrestrito.

⁴⁴ Os valores dos parâmetros referentes à dinâmica da economia, cujos resultados das estimações são apresentados na seção 3.1, permanecem os mesmos.

⁴⁵ Com $\lambda_i = 0$ e $\delta = 0,75$, o maior valor de λ_π para o qual há solução para o problema da política monetária restrita é de 0,75 ($\lambda_y = 0,25$).

Figura 5 – Valor médio da função de relevância da restrição de não negatividade para o Banco Central do Brasil (p.p. da taxa de juros nominal a.a.) para diferentes combinações de λ_y e λ_π , para $\lambda_i = 0,0$ e $\delta = 0,75$



Fonte: Elaboração própria

Os resultados dessa etapa da análise são apresentados na Figura 6, na forma de uma grade de valores de $FRRNm(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$, colorida com uma escala de tons variando de claro para escuro conforme a magnitude dos números. Cada linha dessa grade corresponde a um valor de λ_i , enquanto as colunas correspondem às diferentes proporções de λ_y e λ_π para a diferença $(1 - \lambda_i)$. A figura revela que a relevância da restrição de não negatividade diminui rapidamente conforme o objetivo de suavização de juros ganha importância relativa nas preferências do banco central. Com λ_i entre 0,04 e 0,08, ainda se observam valores para $FRRNm(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$ que, apesar de pequenos, podem ser considerados significantes, mas apenas quando a meta de inflação possui importância muito grande em relação ao hiato do produto⁴⁶.

Figura 6 - Valor médio da função de relevância da restrição de não negatividade para o Banco Central do Brasil (p.p. da taxa de juros nominal a.a.) para diferentes combinações de λ_y , λ_π e λ_i , para $\delta = 0,75$

⁴⁶ Para $0,00 < \lambda_i < 0,04$, com $\lambda_y < 0,4(1 - \lambda_i)$ não se obtém uma aproximação satisfatória para a solução, devido a não convergência da função valor ou devido à observação de resíduos excessivamente elevados nos pontos de avaliação.

	$\lambda_y = 0,00$	$\lambda_y = 0,05(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,10(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,15(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,20(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,25(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,30(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,35(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,40(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,45(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,50(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,55(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,60(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,65(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,70(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,75(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,80(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,85(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,90(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,95(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = (1-\lambda_i)$
$\lambda_i = 0,00$																					
$\lambda_i = 0,02$																					
$\lambda_i = 0,04$																					
$\lambda_i = 0,06$																					
$\lambda_i = 0,08$																					
$\lambda_i = 0,10$																					
$\lambda_i = 0,20$																					
$\lambda_i = 0,30$																					
$\lambda_i = 0,40$																					
$\lambda_i = 0,50$																					
$\lambda_i = 0,60$																					
$\lambda_i = 0,70$																					
$\lambda_i = 0,80$																					
$\lambda_i = 0,90$																					

Fonte: Elaboração própria

A razão para essa perda rápida de relevância da restrição de não negatividade está no fato de que se opõe à mesma o objetivo de suavização, que ancora a taxa de juros nominal quando se avalia a regra ótima em determinado conjunto de estados. Se o banco central é punido por se distanciar da taxa de juros passada, diferentemente do que acontece com $\lambda_i = 0,00$, praticar uma política monetária mais expansionista gera implicações em termos de perda de bem-estar. Assim, pode-se concluir, com a rápida convergência de $FRRNm(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$ para zero, que apesar do elevado nível de significância apresentado pela restrição de não negatividade anteriormente, as preferências do banco central exercem influência mais forte sobre a política ótima de juros para o caso brasileiro.

Por fim, resta a análise da sensibilidade da função $FRRNm(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$ em relação ao parâmetro δ , que representa a taxa de paciência do banco central. Devido ao problema de dimensionalidade para apresentação dos resultados, são selecionadas algumas linhas da grade da Figura 6 (alguns valores de λ_i), que originam novos quadros com a variação, agora, do parâmetro δ . Nesse sentido, selecionam-se as linhas referentes a $\lambda_i = 0,00$, $\lambda_i = 0,04$ e $\lambda_i = 0,10$ para servirem como ponto de partida para essa etapa da análise. Os resultados são apresentados nas Figuras 7-9 por meio de grades, cada uma correspondente a um valor de λ_i .

As colunas mantêm a mesma lógica da Figura 6, representando diferentes proporções de λ_y e λ_π para a diferença $(1 - \lambda_i)$. As linhas, no entanto, agora ilustram a variação do parâmetro δ , em passos de 0,05 ao longo do intervalo entre 0,50 e 0,95.

Figura 7 – Valor médio da função de relevância da restrição de não negatividade para o Banco Central do Brasil (p.p. da taxa de juros nominal a.a.) para diferentes combinações de λ_y , λ_π e δ , para $\lambda_i = 0,00$

	$\lambda_y = 0,00$	$\lambda_y = 0,05(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,10(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,15(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,20(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,25(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,30(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,35(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,40(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,45(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,50(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,55(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,60(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,65(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,70(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,75(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,80(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,85(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,90(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = 0,95(1 - \lambda_i)$	$\lambda_y = (1 - \lambda_i)$	
	$\lambda_\pi = (1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,95(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,90(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,85(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,80(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,75(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,70(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,65(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,60(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,55(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,50(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,45(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,40(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,35(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,30(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,25(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,20(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,15(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,10(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,05(1 - \lambda_i)$	$\lambda_\pi = 0,00$	
$\delta = 0,50$	6,6	2,4	1,2	0,6	0,3	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2
$\delta = 0,55$		3,8	2,0	1,1	0,6	0,3	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2
$\delta = 0,60$			5,8	3,1	2,0	1,2	0,7	0,4	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2
$\delta = 0,65$				8,4	5,0	3,2	2,2	1,5	1,0	0,5	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2
$\delta = 0,70$					7,5	5,3	3,6	2,8	2,0	1,5	0,8	0,3	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2
$\delta = 0,75$						6,4	4,8	3,7	3,0	2,3	1,8	0,8	-0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,1	0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2
$\delta = 0,80$							7,1	5,4	4,5	3,8	3,3	2,9	-0,3	-0,3	-0,2	0,0	0,2	0,4	-0,2			
$\delta = 0,85$																			0,4	-0,2		
$\delta = 0,90$																					1,0	
$\delta = 0,95$																						

Fonte: Elaboração própria

Figura 8 – Valor médio da função de relevância da restrição de não negatividade para o Banco Central do Brasil (p.p. da taxa de juros nominal a.a.) para diferentes combinações de λ_y , λ_π e δ , para $\lambda_i = 0,04$

	$\lambda_y = 0,00$	$\lambda_y = 0,05(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,10(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,15(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,20(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,25(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,30(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,35(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,40(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,45(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,50(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,55(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,60(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,65(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,70(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,75(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,80(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,85(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,90(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,95(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = (1-\lambda_i)$	$\lambda_\pi = (1-\lambda_i)$	
$\delta = 0,50$	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
$\delta = 0,55$	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
$\delta = 0,60$	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
$\delta = 0,65$	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
$\delta = 0,70$	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
$\delta = 0,75$	0,4	0,4	0,4	0,3	0,3	0,2	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
$\delta = 0,80$			1,3		1,0	0,9	0,7	0,4	0,3	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
$\delta = 0,85$																0,0	0,1	0,2	0,4		0,0	0,0	
$\delta = 0,90$																	0,1	0,4		-0,1	0,0		
$\delta = 0,95$																						0,0	

Fonte: Elaboração própria

A análise das Figuras 7-9, especialmente da Figura 7, mostra que a relevância da restrição de não negatividade para a economia brasileira é altamente sensível à taxa de paciência do banco central. Quanto maior o valor de δ , maior é a diferença entre as políticas restrita e irrestrita. Se essa diferença é causada por uma precaução em relação à aproximação da restrição de não negatividade no futuro, como sustentam Kato e Nishiyama (2005), faz sentido que a mesma seja ampliada quando o peso atribuído ao bem-estar futuro é maior. Com $\lambda_i = 0,00$, a restrição de não negatividade passa a ser relevante para $\lambda_y = 0,60$ quando aumenta-se δ de 0,75 para 0,80, por exemplo. Já com $\lambda_i = 0,10$, a restrição pode ser significativa quando $\delta \geq 0,80$.

Em resumo, a análise de sensibilidade mostrou que a consideração da restrição de não negatividade na obtenção de uma regra monetária ótima para a economia brasileira pode ser relevante dependendo das preferências relativas que o banco central atribui às suas metas e a importância que imputa ao futuro. Mais especificamente, a relevância da restrição é positivamente relacionada com o peso da inflação na função objetivo e à paciência da autoridade monetária. Em contrapartida, é negativamente relacionada à meta de suavização da taxa de juros.

Figura 9 – Valor médio da função de relevância da restrição de não negatividade para o Banco Central do Brasil (p.p. da taxa de juros nominal a.a.) para diferentes combinações de λ_y , λ_π e δ , para $\lambda_i = 0,10$

	$\lambda_y = 0,00$	$\lambda_y = 0,05(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,10(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,15(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,20(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,25(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,30(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,35(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,40(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,45(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,50(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,55(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,60(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,65(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,70(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,75(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,80(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,85(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,90(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = 0,95(1-\lambda_i)$	$\lambda_y = (1-\lambda_i)$
$\delta = 0,50$	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
$\delta = 0,55$	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
$\delta = 0,60$	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
$\delta = 0,65$	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
$\delta = 0,70$	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
$\delta = 0,75$	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
$\delta = 0,80$	0,6	0,6	0,5	0,4	0,4	0,2	0,2	0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
$\delta = 0,85$	1,9	1,7	1,7	1,7	1,6	1,5	1,4	1,3	0,6	-0,3	-0,2	-0,2	-0,1	0,0	0,0	0,1	0,2	0,3		0,0	0,0
$\delta = 0,90$																0,0	0,2	0,4			0,0
$\delta = 0,95$																					0,0

Fonte: Elaboração própria

3.3.2.2 Identificação das preferências do BCB

As análises realizadas até aqui demonstraram que a consideração da restrição de não negatividade sobre a taxa de juros nominal pode ser fundamental, principalmente quando o propósito é a derivação de uma regra ótima, para guiar o BCB na condução da política monetária, a partir de determinadas preferências imputadas ao mesmo. Quando, todavia, o objetivo é a identificação empírica das preferências do BCB a partir da taxa de juros observada na economia brasileira ao longo de certo período, uma afirmação acerca da relevância dessa restrição dependerá dos resultados obtidos.

Aragón e Portugal (2009), em seu modelo irrestrito, utilizando $\delta = 0,98$, obtêm $\lambda_i = 0,20$, $\lambda_y = 0,073$ ($\lambda_y/(1-\lambda_i) = 9,1\%$) e $\lambda_\pi = 0,727$ ($\lambda_\pi/(1-\lambda_i) = 90,9\%$). Com a consideração da restrição de não negatividade, para essa combinação de preferências, o valor máximo de δ para o qual há convergência da solução é 0,90. Para os referidos valores

de parâmetros, a função $FRRNm(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$ assume o valor de 3,14, o que constituiria uma evidência da importância de se levar em conta tal restrição.

O resultado citado, contudo, possui um vício de origem, visto que é gerado por um modelo que não leva em conta a restrição de não negatividade. Uma conclusão adequada acerca da relevância da restrição exige a identificação das preferências do BCB mediante a utilização de um modelo que produza regras monetárias ótimas considerando a mesma em sua resolução. Assim, procede-se com um exercício de calibragem, confrontando as múltiplas trajetórias ótimas de juros geradas pelo modelo restrito a partir dos diferentes conjuntos de valores das preferências do banco central com a série de observações da Selic. O objetivo é verificar qual desses conjuntos produz a trajetória de juros nominais que mais se ajustam à realidade. Caso tal confronto aponte preferências do BCB para as quais a restrição de não negatividade não seja relevante, conclui-se que, pelo menos para o período considerado, não há prejuízo em ignorar a restrição de não negatividade na identificação dos parâmetros λ_y , λ_π , λ_i e δ para o caso brasileiro.

Para o exercício de calibragem, utiliza-se como critério de comparação de duas séries as séries o erro quadrático médio entre as mesmas, definido como

$$EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta) = \sum_{t=1}^T (i_t^*(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta) - i_t^{obs})^2 / T \quad (30)$$

onde t denota um trimestre qualquer da amostra 2000:1 – 2011:2 ($T = 46$), $i_t^*(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$ é a taxa de juros ótima prevista pelo modelo para o conjunto de preferências $(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$ para o trimestre t e i_t^{obs} é a taxa de juros (Selic) observada no mesmo trimestre.

Empregando as mesmas combinações entre λ_y , λ_π e δ já utilizadas nos exercícios anteriores, calculou-se o $EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$ para λ_i variando de 0,00 a 0,90, em intervalos de 0,10, totalizando 2.100 combinações distintas de parâmetros de preferências⁴⁷. A Tabela 7 apresenta o menor valor obtido para o $EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$ para cada valor de λ_i utilizado, acompanhado do conjunto de preferências que o gerou. Também são apresentados, para cada combinação, o Erro Médio Absoluto (EMA), definido como $EMA(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta) = \sqrt{EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)}$ e que permite uma noção do erro médio trimestral da solução em termos

⁴⁷ Naturalmente, foram levados em conta apenas aquelas combinações para as quais houve convergência da política ótima e os resíduos foram aceitáveis (1.774 das 2.100 resoluções).

de pontos percentuais da taxa Selic, e o Erro Médio Percentual (*EMP*), definido como

$$EMP(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta) = \frac{EMA(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)}{\sum_{t=1}^T i_t^{obs} / T},$$

relacionando o *EMA* com a média observada da taxa Selic no período de análise.

Tabela 7 – Resultados do Exercício de Calibragem

λ_i	$\frac{\lambda_y}{1 - \lambda_i}$	$\frac{\lambda_\pi}{1 - \lambda_i}$	δ	$EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$	Erro médio absoluto	Erro médio percentual	$FRRN(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$
0,00	100%	0%	0,50	170,085	13,042	84,194%	-0,16
0,10	20%	80%	0,55	1,764	1,328	8,574%	0,00
0,20	25%	75%	0,65	1,783	1,335	8,620%	0,00
0,30	30%	70%	0,70	1,785	1,336	8,625%	0,00
0,40	90%	10%	0,90	1,773	1,332	8,597%	0,33
0,50	90%	10%	0,90	1,636	1,279	8,257%	0,29
0,60	90%	10%	0,90	1,616	1,271	8,206%	0,24
0,70	85%	15%	0,90	1,673	1,293	8,349%	0,16
0,80	70%	30%	0,90	1,749	1,323	8,538%	0,08
0,90	50%	50%	0,90	1,843	1,358	8,764%	0,02

Fonte: Elaboração própria

Em primeiro lugar, é bastante claro que o parâmetro λ_i não é nulo nas preferências do BCB para o período considerado. A Tabela 7 mostra que, fixando $\lambda_i = 0,00$, o critério de *EQM* mínimo produz resultados absolutamente não razoáveis e incoerentes com o regime de metas de inflação ($\lambda_y = 1,00$ e $\lambda_\pi = 0,00$). Não surpreendentemente, nesse caso, o *EQM* mínimo é muito alto, como se pode perceber pelos erros médios absoluto, que permite uma noção do erro médio trimestral da solução em termos de pontos percentuais da taxa Selic, e percentual, que relaciona esse último com a média observada da taxa Selic no período de análise.

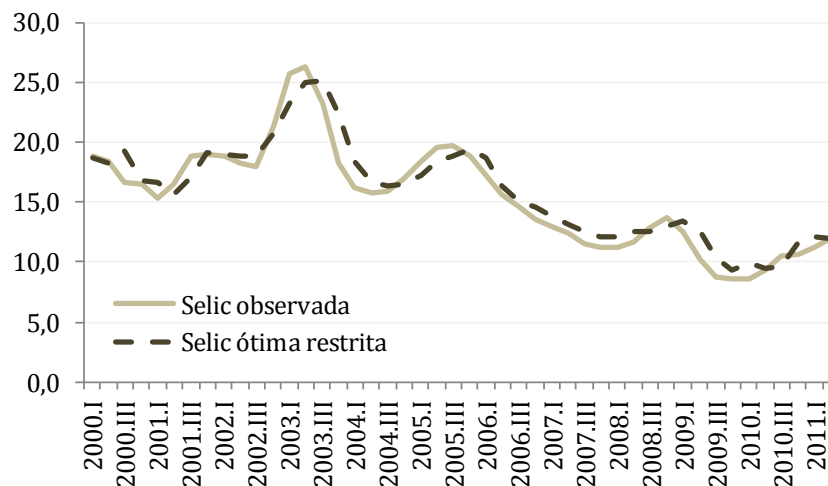
Tal resultado não causa grande estranheza, visto que, quando se trata da aplicação do RMI em países emergentes, como ressaltam Fraga, Goldfajn e Minella (2003), o ambiente macroeconômico mais volátil, que dificulta a realização de previsões, e a necessidade de construção de credibilidade, fazem com que as autoridades monetárias evitem alterar de forma muito brusca a taxa de juros. Além disso, há que se levar em conta que o RMI foi adotado no Brasil como saída para um processo de fuga súbita de capitais, que, no início de 1999, inviabilizou a continuidade do sistema de âncora cambial para controle da inflação. Desse modo, o período considerado aqui conta taxas de juros iniciais muito elevadas, com uma clara tendência de redução ao longo do mesmo. Em outras palavras, é possível identificar que a

taxa de juros passada possui alguma importância para a decisão do BCB no presente, independentemente do estado da economia.

Analisando, portanto, o caso de λ_i não nulo, a Tabela 7 ilustra claramente que dois grupos distintos de combinações de preferências produziram regras ótimas mais aderentes à taxa de juros observada. Um deles, caracterizado por valores de λ_i entre 0,10 e 0,30, apresenta preferências bastante semelhantes às encontradas por Aragón e Portugal (2009), à exceção do valor de δ . Nesse grupo, o peso dado à meta de inflação (λ_π) varia entre 70% a 80% do total das preferências, excluindo a meta suavização de juros (λ_i). Para esse grupo, a restrição de não negatividade mostra-se não relevante, como evidenciam os valores da função $FRRN(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$.

Os menores valores para o critério de comparação EQM , entretanto, foram obtidos pelo conjunto de preferências caracterizado por λ_i entre 0,50 e 0,80, com $\delta = 0,90$. Pontualmente, o EQM mínimo foi atingido pela combinação $\lambda_i = 0,60$, $\lambda_\pi/(1 - \lambda_i) = 10\%$ ($\lambda_\pi = 0,04$), $\lambda_y/(1 - \lambda_i) = 90\%$ ($\lambda_y = 0,36$) e $\delta = 0,90$. Nesse grupo, chamam atenção dois aspectos que diferenciam substancialmente as preferências do BCB das obtidas por Aragón e Portugal (2009). Em primeiro lugar, a suavização juros possui peso bastante elevado, deixando margens relativamente reduzidas para as outras metas da política monetária, que, em tese, deveriam ser mais importantes. Em segundo lugar, o peso dado à inflação na condução da política monetária é muito baixo (10% a 30%) quando comparado ao peso do hiato do produto (70% a 90%).

Figura 10 – Ajuste do Modelo com $\lambda_i = 0,60$, $\lambda_\pi/(1 - \lambda_i) = 10\%$, $\lambda_y/(1 - \lambda_i) = 90\%$ e $\delta = 0,90$ (EQM mínimo)



Fonte: Elaboração própria

Para esse grupo, encontra-se relevância aparentemente pequena (e decrescente em λ_i) da restrição de não negatividade: para as preferências que geraram o *EQM* mínimo a função *FRRN* ($\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta$) assume o valor de 0,24, por exemplo. Esse resultado sinaliza que os valores distintos obtidos para as preferências do BCB na comparação com Aragón e Portugal (2009) decorrem de fatores que extrapolam a consideração da restrição de não negatividade, tais como a atualização da amostra, a especificação reduzida da economia brasileira, o fato de o modelo não produzir uma regra ótima para todas as combinações de parâmetros possíveis ou a possibilidade de livre variação do parâmetro δ .

Com o objetivo de controlar o efeito desses fatores que podem influenciar os resultados, o modelo objeto do trabalho foi calibrado a partir de soluções obtidas sem a consideração da restrição de não negatividade, pelo método tradicional de aproximação linear-quadrática, como descrito na seção 3.2.3. Nesse caso, a ausência da restrição permite a convergência da solução para todas as 2.100 combinações de parâmetros utilizadas até aqui. A Tabela 8 apresenta os resultados desse novo exercício de calibragem, trazendo as soluções que geram o *EQM* mínimo para cada valor de δ utilizado.

Tabela 8 – Resultados do Exercício de Calibragem para o Modelo Irrestrito⁴⁸

λ_i	$\frac{\lambda_y}{1 - \lambda_i}$	$\frac{\lambda_\pi}{1 - \lambda_i}$	δ	$EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$	Erro médio absoluto	Erro médio percentual	$FRRN(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)$
0,10	30%	70%	0,50	1,807	1,344	8,677%	0,00
0,10	20%	80%	0,55	1,764	1,328	8,574%	0,00
0,20	20%	80%	0,60	1,810	1,346	8,686%	0,00
0,20	25%	75%	0,65	1,782	1,335	8,618%	0,00
0,30	25%	75%	0,70	1,785	1,336	8,624%	0,00
0,50	0%	100%	0,75	1,795	1,340	8,649%	0,00
0,60	20%	80%	0,80	1,797	1,341	8,655%	0,00
0,80	0%	100%	0,85	1,805	1,343	8,672%	0,00
0,90	5%	95%	0,90	1,820	1,349	8,709%	-
0,90	75%	25%	0,95	1,871	1,368	8,831%	-

Fonte: Elaboração própria

Nota-se que a combinação de preferências que adere melhor à realidade sem a consideração da restrição de não negatividade, $\lambda_i = 0,10$, $\lambda_\pi / (1 - \lambda_i) = 80\%$ ($\lambda_\pi = 0,72$), $\lambda_y / (1 - \lambda_i) = 20\%$ ($\lambda_y = 0,18$) e $\delta = 0,55$, estava presente no exercício de calibragem do

⁴⁸ Erro médio absoluto = $\sqrt{EQM(\lambda_y, \lambda_\pi, \lambda_i, \delta)}$; Erro médio percentual = Erro médio absoluto / Média Selic observada.

modelo restrito (é a mesma que gera o 14º menor *EQM* entre as 1.774 combinações testadas) e é muito semelhante à obtida por Aragón e Portugal (2009) no que diz respeito aos valores de λ_y , λ_π e λ_i . Esse resultado indica que a restrição de não negatividade possui alguma relevância na determinação de preferências do BCB, tendo em vista que o mesmo modelo, quando resolvido sem considerá-la, produz resultados bastante distintos.

Apesar disso, um exame do restante dos dados da Tabela 8 mostra que a restrição de não negatividade, apesar de aparentemente relevante, não parece ser o único fator determinante de preferências tão incomuns emergirem do exercício de calibragem do modelo restrito. Fixando diferentes valores para o parâmetro δ , é possível observar que os aspectos que marcam o conjunto de preferências mais aderente à realidade no caso irrestrito, quais sejam, o valor de λ_i não nulo porém baixo e a meta de inflação (λ_π) dominando as preferências do banco central, estão relacionados ao valor do parâmetro δ . Caso fosse desejável, por motivos pré determinados, fixar o parâmetro δ em 0,95, por exemplo, as preferências que produzem o *EQM* mínimo para o caso irrestrito seriam $\lambda_i = 0,90$, $\lambda_\pi/(1 - \lambda_i) = 25\%$ ($\lambda_\pi = 0,025$), $\lambda_y/(1 - \lambda_i) = 75\%$ ($\lambda_y = 0,75$), ou seja, resultado com características semelhantes ao do obtido pelo modelo restrito. Alternativamente, fixando $\delta \geq 0,90$, o modelo irrestrito se ajusta melhor à Selic observada com $\delta = 0,90$, $\lambda_i = 0,90$, $\lambda_\pi/(1 - \lambda_i) = 95\%$ ($\lambda_\pi = 0,095$) e $\lambda_y/(1 - \lambda_i) = 5\%$ ($\lambda_y = 0,005$). Nesse caso, com o mesmo valor de δ calibrado no caso restrito, o objetivo de suavização de juros continua apresentando uma importância anormal, porém a meta de inflação volta a receber um peso relativo elevado na comparação com o hiato do produto.

Dessa forma, conclui-se que os resultados de Aragón e Portugal (2009) para as preferências λ_y , λ_π e λ_i do BCB são integralmente reproduzidos pelo modelo empregado no presente trabalho, para o caso irrestrito, somente devido à possibilidade de variação do parâmetro δ . Tal possibilidade, além de enriquecer a gama de trajetórias ótimas de juros disponíveis para comparação com a Selic observada, faz-se necessária para a consideração da restrição de não negatividade, como já ressaltado na seção 3.3.2, tendo em vista a dificuldade de convergência da solução do modelo restrito com valores de δ elevados. Além disso, apesar de provocar alguma estranheza, é necessário sublinhar o fato de que para o modelo irrestrito, ao contrário do caso restrito, um δ menor se ajusta melhor à realidade.

Sobre a causa desses resultados, não se pode eliminar a possibilidade de influência da atualização da amostra, que passou a englobar valores anteriormente inéditos para o hiato do produto e para a taxa Selic, decorrentes do agravamento da crise financeira internacional, no

final de 2008. A confirmação dessa e de outras possibilidades, entretanto, depende do avanço no esforço de aplicação de modelos de otimização da política monetária ao caso brasileiro em algumas direções. Em especial, parece bastante conveniente a realização de exercícios adicionais com o modelo irrestrito completo, cuja estrutura de economia se adapta melhor à dinâmica da inflação brasileira, principalmente. Especificamente, cabe investigar se a atualização de sua amostra e a liberdade de variação do parâmetro δ em sua calibragem causam alguma influência sobre seus resultados.

3.4 Considerações finais

O presente trabalho buscou verificar as implicações da consideração da restrição de não negatividade sobre o modelo tradicional de otimização da política monetária aplicado à economia brasileira. A partir do método de colocação, foi possível a obtenção de soluções numéricas para uma trajetória ótima de juros restrita ao comportamento da economia brasileira.

Levando em conta os estados pelos quais transitou a economia ao longo do RMI, conclui-se que a consideração da restrição de não negatividade pode ser relevante quando o objetivo é a geração de regras ótimas de atuação para o BCB a partir de preferências predeterminadas. Tal relevância, contudo, depende dos parâmetros empregados no conjunto de preferências da autoridade monetária. Resumidamente, a importância da restrição é positivamente relacionada com o peso da inflação na função objetivo do banco central e à taxa de paciência da autoridade monetária. Adicionalmente, é negativamente relacionada à meta de suavização da taxa de juros.

No que diz respeito à identificação das preferências do BCB ao longo do RMI, os resultados guardam alguma ambiguidade. Em um exercício de calibragem, os parâmetros mais aderentes à realidade são bastante distintos daqueles atingidos por Aragón e Portugal (2009), bem como daqueles produzidos pelo próprio modelo quando se pratica a calibragem sem a consideração da restrição de não negatividade, o que constitui uma evidência favorável à relevância da mesma. A fixação de alguns valores preconcebidos para a taxa de paciência do banco central, contudo, é capaz de gerar, mesmo no caso irrestrito, preferências com algumas semelhanças em relação às obtidas com o modelo restrito. Em outras palavras, a restrição de não negatividade não parece ser o único fator determinante das preferências emergentes do exercício de calibragem do modelo restrito.

Adicionalmente, os indícios de relevância da consideração da restrição de não negatividade devem ser analisados com cautela, tendo em vista alguns aspectos envolvidos no processo de construção dos resultados do trabalho. Em primeiro lugar, devem ser levadas em conta os ajustes necessários à aplicação do método numérico de colocação para a resolução do problema de otimização, principalmente a exigência de representação da economia brasileira por meio de um modelo estrutural com apenas quatro variáveis. Em segundo lugar, é necessário ressaltar que as preferências do BCB obtidas pelo critério de *EQM* mínimo, apesar de produzirem uma trajetória ótima para a taxa Selic com ajuste superior, em termos absolutos, ao de Aragón e Portugal (2009)⁴⁹, parecem um tanto incomuns para um banco central que utiliza a estratégia de metas de inflação. Por fim, não se pode perder de vista o fato de que as soluções para o modelo restrito à não negatividade da taxa de juros consistem em aproximações obtidas por meio de um método numérico que envolve um processo de discretização das variáveis consideradas.

4 CONCLUSÕES

Este trabalho objetivou, atuando em duas frentes de estudo distintas, ampliar o conhecimento acerca da interpretação do comportamento do BCB ao longo da vigência do RMI. Atualizando o trabalho de Aragón e Portugal (2009), foi possível identificar que a meta de inflação permanece preponderante nas preferências da autoridade monetária brasileira, contudo parece ter cedido espaço, nos últimos anos, ao objetivo de suavização da taxa de juros. Com essa atualização, também foi possível construir algumas evidências de que o BCB não apresentou *fear of floating* na condução da política monetária durante o RMI, mesmo tendo que se adaptar, em meio a uma conjuntura de turbulências econômicas, a uma estratégia de política monetária nova, sem a utilização de um guia explícito, como era a taxa de câmbio nos anos anteriores.

O segundo ensaio do trabalho verificou que a consideração da restrição de não negatividade sobre a taxa de juros nominal pode ser relevante mesmo para uma economia como o Brasil, em que a taxa de juros não transita próxima ao limite zero. Tal relevância é observada principalmente quando se derivam regras monetárias ótimas para o BCB a partir de alguns conjuntos de preferências específicos. Quando se busca identificar as preferências da

⁴⁹ As preferências obtidas por Aragón e Portugal (2009) produziram um *EQM* de 1,474 em relação à Selic observada.

autoridade monetária brasileira por meio de um exercício de calibragem, entretanto, os efeitos da restrição de não negatividade não ficam claros. Apesar de algumas evidências de relevância da restrição, a necessidade de utilização de um modelo simplificado para representar a economia brasileira parece prejudicar a derivação de conclusões mais precisas a respeito dessa questão.

Por fim, parece bastante claro que as contribuições geradas por esse trabalho ainda sinalizam a importância da continuidade do estudo do comportamento do BCB sob a luz dos modelos de otimização intertemporal. Os resultados obtidos aqui não podem ser considerados definitivos e a evolução da conjuntura econômica brasileira, a consolidação do RMI, ainda em curso, e o aumento da capacidade computacional disponível, que possibilitará o aperfeiçoamento dos modelos que levam em conta a restrição de não negatividade, motivam os esforços adicionais que podem ser implementados futuramente.

REFERÊNCIAS

- ADAM, K., BILLI, R.M. (2006). Optimal monetary policy under commitment with a zero bound on nominal interest rates. *Journal of Money, Credit, and Banking*, v. 38, p. 1877-1906, 2006.
- ARAGÓN, E. K. S. B.; PORTUGAL, M. S. (2009). Central bank preferences and monetary rules under the Inflation Targeting regime in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, v. 29, n. 1, p. 79-109, 2009.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório de Inflação. Brasília: Banco Central do Brasil, v.12, n.3, set/2010.
- BALL, L. (1999). Efficient Rules for Monetary Policy. *International Finance*, n.2, p. 63–83, 1999.
- BERNANKE, B.; MISHKIN, F. (1997). Inflation targeting: a new framework for monetary policy?. *NBER Working Paper Series*, n. 5893, 1997.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. C. (2000). Implementing inflation targeting in Brazil. Banco Central do Brasil. *Working Paper Series*, n. 1, 2000.
- BONOMO, M.; BRITO, R. (2000). Regras monetárias e dinâmica macroeconômica no Brasil: Uma abordagem de expectativas racionais. *Revista Brasileira de Economia*, v.56, n.4, p. 551–589, 2000.
- CASTELNUOVO, E.; SURICO, P. (2003) Castelnuovo, E. & Surico, P. (2003). What does monetary policy reveal about a central bank's preferences?. *Economics Notes*, v.32, n.3, p.335–359, 2003.
- COLLINS, Y. Y.; SIKLOS, P. L. (2004). Optimal monetary policy rules and inflation targets: are Australia, Canada and New Zealand different from the US? *Open Economics Review*, v. 15, n.4, p. 347–362, 2004.

ESTADÃO. Economia & negócios. São Paulo: Grupo Estado, caderno B, p.18-33, 23/jul/2009.

FARIA, R. M. (2006). *Dois exercícios de política monetária e fiscal com atuação ótima do Banco Central*. Tese (Doutorado em Economia), Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2006.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. (2003). Inflation targeting in emerging economies. *NBER Working Paper Series*, n. 10019, 2003.

FREITAS, P. S.; MUINHOS, M. K. (2001). A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil. Banco Central do Brasil. Working Paper Series, n. 18, 2001.

HANSEN, L. & SARGENT, T. (2005). Recursive models of dynamic linear economies. Mimeo, 2005.

KATO, R.; NISHIYAMA, S-I. (2005). Optimal monetary policy when interest rates are bounded at zero. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v.29, p. 97-133, 2005.

LJUNQVIST, L.; SARGENT, T. (2000). *Recursive Macroeconomic Theory*. MIT Press, Cambridge, 2nd edition, 2000.

LUCAS, R. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 1, p. 19-46, 1976.

McCALLUM, B. (1999). Theoretical Analysis Regarding a Zero Lower Bound on Nominal Interest Rates. *Monetary Policy in a Low Inflation Environment Conference*, Federal Reserve Bank of Boston, Outubro, 1999.

MIRANDA, M.; FACKLER, P. (2002). *Applied computational economics and finance*. Massachusetts: The MIT Press, 2002.

NISHIYAMA, S-I. (2000). Monetary policy lag, zero lower bound, and inflation targeting. Working Paper, Bank of Canada, v. 2009-2, 2009.

ORPHANIDES, A.; WIELAND, V. (1998). Price Stability and Monetary Policy Effectiveness when Nominal Interest Rates are Bounded at Zero. *Finance and Economics Discussion Series*, v. 98 n. 35, Board of Governors of the Federal Reserve System, June, 1998.

ORPHANIDES, A.; WIELAND, V. (2000). Efficient monetary policy design near price stability. *Journal of the Japanese and International Economies*, v. 14, p. 327-365, 2000.

PALMA, A. A. ; PORTUGAL, M. S. (2011). Preferences of the Central Bank of Brazil Under the Inflation Targeting Regime: commitment vs. discretion. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, p. 347-358, 2011.

_____ (2012). Preferences of the Central Bank of Brazil Under the Inflation Targeting Regime: estimation using a DSGE model for a small open economy. *Textos para Discussão do PPGE/UFRGS*, n.4, 2012.

RUDEBUSCH, G. D.; SVENSSON, L. E. (1999). Policy rules for inflation targeting. In Taylor, J. B., editor, *Monetary Policy Rules*. The University of Chicago Press, Chicago, 1999.

SÖDERLIND, P.; SÖDERSTRÖM, U.; VREDIN, A. (2002). Can a calibrated new-keynesian model of monetary policy fit the facts? *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, n.140, 2002.

SVENSSON, L. E. O. (1997). Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation targets. *European Economic Review*, v. 41, p. 1111-1146, 1997.

_____ (1999). Inflation targeting as a monetary policy rule. *Journal of Monetary Economics*, v. 43, p. 607-654, 1999.

WHITE, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, v.48, n.4, p. 817-38, 1980.

WOODFORD, M. (2003). *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*. Princeton University Press, New Jersey, 2003.

APÊNDICE – DEFINIÇÃO DE VETORES E MATRIZES DO MODELO EM QUE A FLUTUAÇÃO CAMBIAL É UMA META DA POLÍTICA MONETÁRIA

Nesse apêndice, apresenta-se a definição dos vetores s e ε e das matrizes da forma vetorial do modelo para o caso em que a flutuação cambial é uma meta da política monetária. Nesse caso, $M = 11$ e definem-se:

$$s' = [y_t \quad y_{t-1} \quad \pi_t \quad \pi_{t-1} \quad \pi_{t-2} \quad \pi_{t-3} \quad q_t \quad q_{t-1} \quad i_{t-1} \quad i_t^f \quad \varphi_t]$$

$$\varepsilon' = [\varepsilon_{y,t} \quad 0 \quad \varepsilon_{\pi,t} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad \varepsilon_{q,t} \quad 0 \quad 0 \quad \varepsilon_{if,t} \quad \varepsilon_{\varphi,t}]$$

$$K = \begin{bmatrix} \lambda_y & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_\pi & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \lambda_i & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \lambda_q \end{bmatrix}$$

$$K_x = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1/4 & 1/4 & 1/4 & 1/4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad K_i = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & -\beta_1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \mu_1 & 0 & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & \theta_1 & -\theta_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 + \sigma_1 & -\sigma_1 & 0 & -\rho_1 & -\rho_1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad B = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \rho_1 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

onde todos os parâmetros seguem as definições apresentadas ao longo do trabalho. Os parâmetros σ_1 e ρ_1 referem-se aos coeficientes da equação de paridade de juros apresentada na nota de rodapé n° 20. Conforme os resultados das estimações $\sigma_1 = 0,181$ e $\rho_1 = -0,550$.

No caso em que o câmbio segue um passeio aleatório, $\sigma_1 = 0$ e $\rho_1 = 0$. Todas as outras matrizes e vetores não referidos no apêndice não sofrem alterações.