

Metas de Inflação e Estrutura a Termo das Taxas de Juros

Uma análise da influência da credibilidade sobre o *spread* da taxa de juros de longo prazo no Brasil

Gabriel Caldas Montes[†]
Julio Cesar Albuquerque Bastos^{*}

Resumo

Sob o regime de metas de inflação (RMI), a condução da política monetária encontra-se fortemente relacionada com a credibilidade da própria estratégia de metas de inflação. Até onde se saiba, não há, para o caso brasileiro, nenhum estudo empírico que trate de mensurar e validar a influência da credibilidade do regime de metas de inflação sobre o comportamento da taxa de juros de longo prazo – isto é, com base na hipótese de risco por maturidade dos títulos (ou seja, pelo *spread*). Portanto, baseado na hipótese levantada de que uma maior credibilidade do RMI leva a uma redução do *spread* e na evidência preliminar de correlação negativa e não desprezível entre credibilidade e *spread*, o presente trabalho tem como objetivo investigar a influência da credibilidade do RMI sobre o comportamento da taxa de juros de longo prazo e, por conseguinte, sobre o *spread* da taxa nominal de juros de longo prazo.

Palavras-chave: metas de inflação, taxa de juros, credibilidade, *spread*

Abstract

Under inflation targeting, the conduction of monetary policy is strongly related with the credibility of the regime. As far as is known, there are no empirical studies that measure the influence of the credibility of the inflation targeting regime on long term interest rate. Hence, based on the assumption that greater credibility reduces the interest rate spread, and based on preliminary evidence that the credibility and the spread are negatively correlated, the paper aims at investigating the influence of credibility on long term interest rates.

Key words: inflation targeting, interest rate, credibility, *spread*

Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

JEL code: E43, E52, E58

[†] Doutor em Economia. Professor da Faculdade de Economia e do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal Fluminense. gabrielmontesuff@yahoo.com.br

Endereço: Rua Tiradentes, 17 – Niterói-RJ – CEP 24210-510. Tels: 21 2629 9696 / 21 26299697.

^{*} Doutorando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal Fluminense. julio_bastos@globocom

Endereço: Rua Osman Corrêa da Silva, 762 Cond. Amoli – Itaipú – Niterói-RJ CEP 24342-380 Tels: 21 26082492 / 21 9206 5271.

Metas de Inflação e Estrutura a Termo das Taxas de Juros

Uma análise da influência da credibilidade sobre o *spread* da taxa de juros de longo prazo no Brasil

1. Introdução

Atualmente, uma série de países apresenta como opção de regime monetário a estratégia de metas para a inflação. Sob este regime, a forma de conduzir a política monetária, se por meio de alterações mais abruptas ou mais suaves da taxa básica de juros, encontra-se fortemente relacionada com os resultados observados para os desvios da inflação em relação à meta, para o hiato do produto, para as expectativas formadas para a inflação, em alguns casos, para o comportamento da taxa de câmbio e, também, com a credibilidade da própria estratégia de metas de inflação.¹ Assim, no regime de metas de inflação (RMI), é importante chamar atenção para o fato de que a condução da política monetária se encontra relacionada à credibilidade da estratégia que guia a própria política monetária e, também, à reputação da autoridade monetária (de Mendonça e Souza, 2007 e 2009).

Sob o RMI, a condução da política monetária e o sucesso da autoridade monetária no alcance de seus objetivos dependem da crença do público em relação à âncora nominal anunciada e em relação à competência e responsabilidade de quem executa as medidas políticas. Ou seja, o comportamento da taxa básica de juros e o sucesso da autoridade monetária em atingir seus objetivos dependem da credibilidade da estratégia (do regime) que guia a política monetária e da reputação de quem a conduz. O consenso existente acerca da importância de elementos como credibilidade, reputação, transparência, compromisso e *accountability* vêm fazendo com que estes elementos sejam cada vez mais citados e enfatizados por *policymakers* no tocante às suas próprias posturas e ações implementadas. Isso se deve ao reconhecimento do impacto indireto da política monetária sobre a economia por meio das expectativas dos agentes, como também, devido ao papel a ser desempenhado pelos bancos centrais de sinalizar aos agentes privados as suas intenções e ações de modo a reduzir as incertezas existentes na economia (Woodford, 2003 e Montes, 2010).

Buscando evitar o problema de inconsistência temporal e perda de credibilidade², a autoridade monetária, operando sob o RMI, procura cumprir a meta de inflação estabelecida e fazer convergir as expectativas de inflação para a meta. A convergência da inflação e das expectativas de inflação para a meta resulta em fortalecimento da credibilidade do RMI e, por conseguinte, da âncora nominal adotada, a qual tem como finalidade influenciar o processo de formação de expectativas dos agentes e suas decisões. Por sua vez, os agentes econômicos, dotados de maior

¹ Os fundamentos teóricos que justificam a adoção do regime de metas para a inflação se baseiam nos desdobramentos da literatura relacionada ao debate “regras versus discricionariedade”. Desdobramentos esses que resultaram também nos argumentos relacionados à importância da credibilidade da autoridade monetária e suas políticas para economias convivendo com taxas de inflação indesejada. A influência da credibilidade ganhou grande importância com o trabalho seminal de Kydland e Prescott (1977). Posteriormente, trabalhos como os de Blanchard (1985), Cukierman (1985 e 1992), Cukierman e Meltzer (1986a e 1986b), Andersen (1989) e Blackburn e Christensen (1989) abordaram a importância da credibilidade da política monetária e da autoridade monetária, assim como suas implicações no que se refere ao problema de inconsistência temporal e os objetivos a serem perseguidos pela autoridade monetária.

² Kydland e Prescott (1977)

confiança na capacidade da autoridade monetária atingir seu principal objetivo de longo prazo – manter a inflação baixa e estável, compatível com a meta – irão esperar por alterações mais suaves na taxa básica de juros, as quais irão contribuir para a redução dos *spreads* esperados para a taxa nominal de juros de longo prazo (TNJLP).

Seja pela hipótese de puras expectativas (HPE), seja pela hipótese de risco por maturidade dos títulos (*spread*), a autoridade monetária, ao utilizar a taxa de juros nominal de curto prazo (TNJCP) como instrumento de combate à inflação, acaba por influenciar a TNJLP. Ou seja, a autoridade monetária, na busca pela meta de inflação, acaba por influenciar a estrutura a termo das taxas de juros. Sendo assim, cabe observar a importância da credibilidade para a condução da política monetária, e sua influência sobre as expectativas acerca do comportamento futuro das taxas de juros.³

Até onde se saiba, não há, para o caso brasileiro, nenhum estudo empírico que trate de mensurar e validar a influência da credibilidade do RMI sobre o comportamento da taxa de juros de longo prazo, isto é, com base na hipótese de risco por maturidade dos títulos (ou seja, pelo *spread*). Nesse sentido, com base nas séries utilizadas para o índice de credibilidade e para o *spread*, o presente trabalho tratou de buscar uma primeira evidência: foi calculado o coeficiente de correlação entre estas duas variáveis. A correlação encontrada foi de aproximadamente $-0,3$. Uma vez que a correlação entre credibilidade e *spread* é negativa e não desprezível, há uma primeira evidência que confirma a hipótese aqui levantada de que uma maior credibilidade do RMI leva a uma redução do *spread* entre as TNJCP e as TNJLP.

O argumento que sustenta a hipótese é o seguinte: com aumentos da credibilidade, um ambiente macroeconômico mais estável tende a ser alcançado. Com a obtenção de um ambiente macroeconômico mais estável e o RMI desfrutando de maior credibilidade, a política monetária passa a ser conduzida de maneira mais suave, o que auxilia no processo de redução do *spread* e suavização da curva de juros. Em suma, um aumento da credibilidade do RMI apresenta como resultado, a redução do *spread* e a suavização da curva de juros, devido à maneira como passa a ser conduzida a política monetária e à melhora do ambiente macroeconômico.

Portanto, com base na hipótese levantada e na evidência preliminar de correlação negativa e não desprezível entre credibilidade e *spread*, o trabalho tem como objetivo investigar de maneira mais aprofundada a influência da credibilidade do RMI sobre o comportamento da taxa de juros de longo prazo e, por conseguinte, sobre o *spread* da taxa nominal de juros de longo prazo. Assim, a hipótese levantada e testada, como já mencionado, é a de que o aumento da credibilidade do RMI reduz o *spread* para as TNJLP.

Sendo assim, além desta introdução, o trabalho encontra-se dividido da seguinte maneira: a segunda seção apresenta uma breve resenha da literatura sobre política monetária e estrutura a termo da taxa de juros, como também sobre credibilidade do RMI; a terceira seção busca evidências empíricas acerca da relação entre credibilidade e comportamento do *spread* para o caso brasileiro, utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários (OLS) e o método generalizado dos momentos (GMM) para estimação dos coeficientes, e vetores auto-regressivos (VAR) por meio de uma função

³ Como apontam Marçal e Pereira (2007, p. 113): “O estudo do comportamento da estrutura a termo da taxa de juros é importante por uma série de razões. Um maior entendimento sobre o comportamento da estrutura a termo da taxa de juros facilita a tomada de decisões na compra e venda de títulos correspondentes e logo na tomada de decisões de investimentos. Além disso, há uma boa evidência e razões teóricas sólidas que indicam a existência de uma relação entre os movimentos na estrutura a termo das taxas de juros e algumas variáveis macroeconômicas como inflação e emprego. Dessa forma, o estudo da estrutura a termo é de particular interesse também aos formuladores de política econômica”.

impulso-resposta para uma análise dinâmica; e a quarta seção apresenta as conclusões do trabalho.

2. Credibilidade do RMI e estrutura a termo das taxas de juros

Países que apresentaram por longos períodos de tempo episódios de elevadas taxas de inflação e optaram por adotar a estratégia de metas para a inflação, como forma de desinflacionar a economia e manter a inflação sob controle – em um patamar baixo e estável – irão se encontrar, nos períodos subsequentes à implantação do regime, em um contexto de construção de sua credibilidade. Essa credibilidade levará um tempo maior, ou menor, para ser conquistada e ampliada de acordo com o fortalecimento da percepção do público acerca da capacidade da autoridade monetária fazer convergir a inflação observada e as expectativas de inflação para a meta, e se manter comprometido com tal objetivo.

Na medida em que a autoridade monetária vai atingindo a meta e a credibilidade vai aumentando, a condução da política monetária passa a ocorrer de maneira mais suave – com a meta desempenhando cada vez mais o papel de âncora para as expectativas inflacionárias. Com o fortalecimento da âncora nominal (observado por meio da convergência das expectativas inflacionárias para a meta de inflação), as expectativas passam a exercer maior influência sobre o comportamento da inflação observada e menor passa ser o esforço da autoridade monetária para atingir a meta.⁴

No que os agentes passam, cada vez mais, a formar suas expectativas olhando para frente (ou seja, de maneira *forward-looking*) – com base na meta estabelecida – é esperada uma maior influência da meta anunciada sobre a inflação observada, e da credibilidade do regime sobre a forma de conduzir a política monetária. Isto acontece porque quando a autoridade monetária possui elevada credibilidade tende a ser mais fácil e menos custosa a tarefa de desinflacionar por meio das expectativas. Assim, na medida em que a autoridade monetária tem sucesso em fazer a inflação atingir a meta e o RMI vai aumentando sua credibilidade – com a autoridade monetária construindo e fortalecendo sua reputação – a condução da política monetária passa a ocorrer de maneira mais suave, com a meta desempenhando cada vez mais o papel de âncora para as expectativas inflacionárias, e essas expectativas exercendo uma influência cada vez maior sobre o comportamento da inflação observada – como já mencionado anteriormente.

Por outro lado, uma baixa credibilidade do RMI implicará em uma condução mais apertada da política monetária e, também, em alterações mais extensas e de maior amplitude da taxa básica de juros. Ou seja, no caso de baixa credibilidade (ou de construção de credibilidade), ao tentar alcançar o seu principal objetivo – manter a inflação baixa e estável – o mais rapidamente possível e, assim, levar o RMI a conquistar credibilidade, a autoridade monetária irá atuar por meio de alterações mais agressivas na taxa básica de juros.

A capacidade dos bancos centrais manterem a inflação sob controle e, de um modo geral, afetarem a economia como um todo, depende não apenas da definição da taxa básica de juros corrente, mas também da capacidade de influenciar as expectativas

⁴ Como sugere o trabalho apresentado por de Mendonça e Souza (2007, p. 262): “*Quanto mais crível for a política monetária, menor será o esforço do Bacen para a obtenção da meta de inflação, devido à maior capacidade de influenciar as expectativas dos agentes econômicos. Logo, uma credibilidade maior pressupõe, coeteris paribus, uma menor volatilidade da taxa de juros para se conseguir uma meta de inflação específica*”. Para maiores detalhes acerca das evidências empíricas encontradas para a relação entre credibilidade e condução da política monetária, ver de Mendonça e Souza (2007).

de mercado sobre a trajetória futura da taxa de juros, ou seja, de afetar a estrutura a termo da taxa de juros. Nesse sentido, a capacidade dos bancos centrais conduzirem políticas monetárias bem sucedidas está intrinsecamente ligada ao poder de influenciarem, por meio das taxas básicas de juros e por meio de indicações de movimentos futuros da política monetária, a estrutura a termo das taxas de juros. São as taxas mais longas que interessam para a determinação da demanda agregada, dado que são estas que influenciam diferentes decisões de investimentos.

É pelo fato da estrutura a termo da taxa de juros ser comumente utilizada como um indicador da condução da política monetária, e também como um indicador da atividade econômica futura e do comportamento futuro da inflação, que pesquisas⁵ em macroeconomia e finanças buscam determinar quais fatores são responsáveis por movimentos da estrutura a termo da taxa de juros. Por outro lado, uma das razões mais importantes para se estudar os fatores que afetam a dinâmica da estrutura a termo está em sua importância como um mecanismo de transmissão da política monetária. Assim, dentre os possíveis fatores responsáveis por afetar a estrutura a termo da taxa de juros, a política monetária se apresenta como ponto de partida natural.⁶

A estrutura a termo descreve a relação entre as taxas de juros de curto prazo e de longo prazo. Essa relação, por sua vez, é dada pela chamada curva de retorno – ou de rendimentos – (*yield curve*), que é a expressão gráfica da estrutura a termo da taxa de juros de títulos – a qual indica a taxa corrente de retorno de longo prazo para distintos prazos de vencimento dos títulos. Como as taxas de juros de curto prazo respondem à política monetária, e essas taxas afetam as taxas de longo prazo – as quais são importantes nas decisões de investimento do setor privado – é tarefa importante investigar os elementos que afetam essas taxas.

Alguns estudos buscam mostrar a existência de uma relação entre condução da política monetária – por meio da taxa básica de juros – e o curso futuro da economia. O trabalho de Bernanke (1990), por exemplo, sugere que o *spread* entre as taxas de juros dos papéis comerciais e das Letras do Tesouro seria um bom previsor dos rumos futuros da economia por conter informação acerca da postura da política monetária. Por sua vez, os trabalhos de Evans e Marshall (1998) e Wu (2001e 2003) encontram evidências que a política monetária representa a principal força por trás de movimentos na declividade da curva de rendimentos.

O trabalho de Rolley e Sellon (1995) analisou a resposta da estrutura a termo a alterações na meta da taxa básica de juros americana. O estudo achou evidências de que a relação entre as ações de política monetária e as taxas de juros de longo prazo varia de acordo com o ciclo econômico, na medida em que os agentes alteram suas percepções relacionadas à persistência destas ações.

Os trabalhos de McCallum (1994), Rudebusch (1995), Fuhrer (1996), e Balduzi, Bertola, Foresi e Klapper (1998) analisaram a relação entre o comportamento do Fed, a dinâmica das taxas de juros de curto prazo, e os testes empíricos acerca da teoria das expectativas da estrutura a termo. A motivação dos estudos se deve a hipótese de que a política monetária exerce influência sobre as taxas de juros e a estrutura a termo, e, portanto, resultados de estudos empíricos acerca da estrutura a termo deveriam estar baseados em procedimentos seguidos pelo banco central.

Por sua vez, o estudo de Haldane e Read (2000) apresentou um arcabouço teórico que permite a decomposição de surpresas decorrentes de mudanças na política monetária ao longo da estrutura a termo. Essas surpresas podem ser decompostas em

⁵ Essas pesquisas são apresentadas nesta seção.

⁶ Para uma discussão mais abrangente acerca da teoria da estrutura a termo, ver, Cox, Ingersoll e Ross (1985), Shiller (1990) e Campbell e Shiller (1991).

notícias referentes às variáveis de política econômica e notícias referentes às preferências acerca de tais políticas, dependendo de onde acontecem ao longo da curva. Nesse sentido, notícias sobre variáveis de política são mais comuns nas taxas de juros de curto prazo (ou seja, *short end* da curva de rendimentos) e podem ser interpretadas como um sinal de imperfeição na transparência da política monetária. Já notícias sobre preferências de política são mais comuns nas taxas de juros de longo prazo (*long end* da curva de rendimentos) e são um sinal de imperfeição na credibilidade da estratégia de política monetária. Os resultados da análise empírica mostram que o aumento da transparência devido à introdução do RMI no Reino Unido teve um importante efeito de diminuição nas surpresas da estrutura a termo nas taxas de curto prazo.⁷

O trabalho de Andersson, Dillén e Sellin (2006) analisou como diversos e diferentes sinais de política monetária (tais como taxa de juros de curto prazo, discursos, atas das reuniões do Comitê de Política Monetária e relatórios de inflação) influenciam a estrutura a termo da taxa de juros da Suécia. As evidências encontradas sugerem que movimentos inesperados na curva de rendimentos resultam de mudanças inesperadas na taxa de juros de curto prazo, enquanto que discursos são mais importantes para taxa de juros de mais longo prazo. Assim, concluem que a comunicação do banco central é essencial para uma boa conduta da política monetária.

Em relação ao Brasil, os estudos realizados até hoje apresentam enfoques diversificados. Monteiro (2003) estima uma função para a curva de juros no Brasil, com um balanceamento entre o ajuste do modelo dentro e fora da amostra. Silveira e Bessada (2003) e Valli e Varga (2002), baseados no trabalho de Litterman e Scheinkman (1991), utilizam uma análise de componentes principais para identificar os fatores comuns que influenciam o comportamento da estrutura a termo. Tabak e Andrade (2001), Lima e Issler (2003), Brito et al. (2003) e Marçal e Pereira (2007) testam a Hipótese das Expectativas para o Brasil. Tabak (2003) examina as respostas da estrutura a termo a modificações na meta da taxa Selic.

O trabalho de Tabak e Tabata (2004) avalia os efeitos de surpresas na política monetária sobre a curva de juros por meio de testes dos impactos das decisões do Comitê de Política Monetária sobre a curva de juros, concluindo que os efeitos de surpresas de políticas monetárias sobre a curva de juros brasileira foram reduzidos com a introdução do RMI, e que os agentes aumentaram seu poder de antecipação das decisões de política monetária.

Almeida (2004) estima um modelo afim da curva de juros utilizando variáveis latentes para avaliar sua adequação e aplicabilidade ao caso brasileiro. Já o trabalho de Sekkel e Alves (2005) analisou os efeitos da política monetária e outros choques macroeconômicos sobre a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil, tendo como principal resultado que a estrutura a termo fica menos inclinada com choques de política monetária.

Silveira (2005) e Matsumara e Moreira (2005) empregaram explicitamente variáveis macroeconômicas em um modelo de curva de juros para tentar explicar a dinâmica da estrutura a termo da taxa de juros no Brasil.

O trabalho de Shousha (2005) aponta para a existência de uma relação muito próxima entre variáveis macroeconômicas e a estrutura a termo da taxa de juros no

⁷ De acordo com Haldane e Read (2000, p. 30-31): “[The] paper has attempted to provide one framework for quantifying and decomposing the macroeconomic effects of central bank transparency. This is based on the conditional stability of the yield curve at different maturities. Time-series results for the United Kingdom and the United States indicate a well-defined effect of transparency reforms on conditional yield-curve stability. And cross-country empirical results are also consistent with findings from the model.”

Brasil. O estudo sugere que grande parte do comportamento das taxas de juros é explicada por variáveis cíclicas da economia (tais como hiato do produto, taxa de inflação e variação do câmbio nominal), entretanto, outra parte é explicada por variáveis não-observáveis.

De forma distinta dos demais trabalhos citados, o presente trabalho busca identificar a influência da credibilidade do RMI sobre o comportamento da estrutura a termo da taxa de juros. Ou seja, além de considerar variáveis cíclicas da economia, é considerada, também, a influência da percepção do público acerca da credibilidade do RMI sobre o comportamento da estrutura a termo da taxa de juros.

2.1 Índices de credibilidade

Devido à importância da credibilidade para o sucesso de regimes monetários baseados em âncoras nominais (dentre esses, o RMI), a literatura vem evoluindo na elaboração de métodos capazes de avaliar empiricamente a credibilidade tanto dos regimes como também dos bancos centrais (Sargent, 1982; Blanchard, 1984; Hardouvelis e Barnhart, 1989; Svensson 1993 e 2000; Razzak, 2001; Cecchetti e Krause, 2002; de Mendonça, 2004; de Mendonça e Souza, 2007 e 2009).

O trabalho de Svensson (1993) propôs dois conceitos de credibilidade: credibilidade absoluta e credibilidade nas expectativas. Em relação à credibilidade nas expectativas, sua definição se baseia na situação em que o valor esperado da taxa de inflação futura está contido na banda proposta pelo banco central.

Nesse sentido, com base no argumento apresentado por Agénor e Taylor (1992) e Svensson (1993, 2000) de que séries de expectativas de inflação poderiam ser utilizadas na elaboração de índices de credibilidade, a literatura empírica sobre credibilidade rumou para uma série de avanços que levam em conta essa variável.

O trabalho de Cecchetti e Krause (2002) apresentou um índice de credibilidade para o Banco Central partindo da definição de credibilidade feita por Cukierman e Meltzer (1986b, p. 1108) “*the absolute value of the difference between the policymaker’s plans and the public’s beliefs about those plans*”.⁸ Semelhante à proposta apresentada por Svensson (2000), o índice de credibilidade apresentado por Cecchetti e Krause (2002) contempla a diferença entre a inflação esperada e a meta.

Por sua vez, Sicsú (2002) desenvolveu um índice de credibilidade específico para o regime de metas de inflação introduzido no Brasil com base no seguinte argumento: “uma meta de inflação para um determinado período é plenamente crível se é igual à expectativa de inflação do mercado para o mesmo período, sendo o contrário verdadeiro: se a expectativa de inflação do mercado está bastante distante da meta de inflação do banco central, isto significa que tal objetivo de política econômica carece de credibilidade” (Sicsú, 2002, p. 3). Seu índice varia entre $]-\infty, 100]$. Quando o índice se aproxima de 100 significa que o mercado tem certeza de que a meta central será obtida. Por outro lado, quando o índice torna-se negativo, o mercado espera que os limites para

⁸ O índice de credibilidade proposto por Cecchetti e Krause (2002) assume o valor 1 se a inflação anual esperada é menor ou igual à meta de inflação, e decresce à medida que a inflação esperada aumenta. No caso de a inflação esperada ser superior a 20% é admitido que o índice apresente valor igual à zero. Portanto, o índice varia entre zero (credibilidade nula) e 1 (credibilidade máxima). O índice desenvolvido por Cecchetti e Krause (2002) foi construído com o objetivo de efetuar comparações internacionais. Assim, utilizaram como meta para a inflação o que a literatura considera como meta padrão, isto é, 2%. O limite de 20% introduzido na elaboração do índice significa que os autores consideram que uma vez ultrapassado esse nível o Banco Central perde o controle sobre a inflação.

a flutuação da inflação não sejam respeitados, e, por conseguinte, o mercado está convencido de que a meta não será obtida.

Como nota de Mendonça (2004, p. 347): “Apesar da idéia acima não estar incorreta, o limite inferior para o índice mostra-se inadequado para ser aplicado em análises futuras envolvendo variáveis macroeconômicas”. Nesse sentido, de Mendonça propõe um índice de credibilidade (normalizado entre 0 e 1) que contempla os desvios da inflação esperada em relação à meta de inflação, de modo a eliminar a imprecisão contida no índice proposto por Sicsú (2002) e, ao mesmo tempo, atender à sugestão feita por Svensson (2000). Assim, o índice de credibilidade proposto por de Mendonça (2004) apresenta a seguinte forma:

$$ICm = \left\{ \begin{array}{l} 1 \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t^m} [E(\pi) - \pi_t^m] \\ 0 \end{array} \right. \left. \begin{array}{l} se E(\pi) = \pi_t^m \\ se \pi_{tMIN}^* < E(\pi) < \pi_{tMAX}^* \\ se E(\pi) \geq \pi_{tMAX}^* ou E(\pi) \leq \pi_{tMIN}^* \end{array} \right\}$$

O índice de credibilidade (ICm) assume valores entre 0 e 1. Quanto mais próximo de 1 está o índice maior a credibilidade, e quanto mais próximo de 0, menor a credibilidade.

Com base no mesmo arcabouço teórico para a mensuração da credibilidade, o índice apresentado por de Mendonça e Souza (2007, 2009) propõe uma variação na estrutura do índice de Cecchetti e Krause (2002). Assim, no caso de a expectativa de inflação situar-se entre o limite superior e o limite inferior das bandas de tolerância, a credibilidade medida pelo novo índice é total. A justificativa advém do fato de que o compromisso da autoridade monetária consiste em convergir a inflação para dentro do intervalo combinado e não para um valor pontual. Nesse sentido, de Mendonça e Souza (2007, p. 251) apontam que

Nessa estrutura, a ausência de credibilidade ocorre em dois momentos: a) quando a expectativa atinge/supera os 20% a.a.; ou b) quando a expectativa é nula/negativa. Ademais, quando a expectativa de inflação encontra-se entre o π_{tMAX}^ e 20% a.a. ou entre o π_{tMIN}^* e 0% a.a., a credibilidade varia entre]0, 1[. Portanto, a perda de credibilidade no ICA ocorre para qualquer desvio da inflação em relação ao intervalo esperado, e não apenas para os desvios positivos.*

Na seção seguinte será elaborada a análise empírica com base no índice de credibilidade proposto por de Mendonça (2004, 2007) – denominado *ICm*.

3. Uma análise para o caso brasileiro

Com base: (i) em uma regra para taxa de juros, como em Taylor (1993), (ii) no modelo desenvolvido por Fuhrer e Moore (1995a, 1995b), (iii) na estrutura de trabalho de Fuhrer (1996), e, (iv) em Walsh (2003)⁹, para capturar os efeitos de uma economia aberta, uma estimação para o *spread* entre a TNJLP e a TNJCP é elaborada. Sem perda de generalidade, a utilização da variação da taxa de câmbio nominal é suficiente para

⁹ Walsh (2003) modifica o modelo de Fuhrer e Moore (1995a) ao acrescentar a variação da taxa de câmbio real para estimação da inflação.

capturar parte da variação de preços internos, sem considerar a variação de preços externos. Neste sentido, a variação esperada da taxa de câmbio nominal do dólar americano é introduzida na análise. Além disso, nas economias que utilizam uma meta de inflação, é esperado que a credibilidade seja uma importante âncora para determinação da inflação esperada. Portanto, a equação proposta para analisar a influência de variáveis macroeconômicas e, principalmente, o impacto da credibilidade sobre o *spread* é dada por:

$$s_t = \alpha \pi_{t-1}^e + \beta (y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \gamma r_{t-1} + \delta \Delta e_{t-1}^e + \theta ICm_{t-1} + \varepsilon_t$$

Em que, s_t é o *spread*; π_{t-1}^e é a taxa de inflação esperada; y_{t-1} é o logaritmo natural do produto real; y_{t-1}^* é o logaritmo natural do produto real potencial; r_{t-1} é a taxa real de juros; Δe_{t-1}^e é a variação esperada da taxa do câmbio nominal do dólar americano; ICm_{t-1} é o índice de credibilidade; e ε_t é o termo que captura o erro aleatório. Os sinais esperados para os coeficientes são: $\alpha > 0$; $\beta > 0$; $\gamma > 0$; $\delta > 0$; e $\theta < 0$.

Para estimação dos coeficientes são utilizados dois métodos: método dos mínimos quadrados ordinários (OLS) e o método generalizado dos momentos (GMM). A justificativa para o uso de ambos os métodos é de dar maior robustez aos resultados encontrados.

A estimação foi feita com o uso do *software* Eviews 5.0. O uso do GMM deve-se ao fato de que os estimadores OLS podem apresentar problemas de autocorrelação serial, heterocedasticidade e não-linearidade, os quais são muito comuns em séries de tempo macroeconômicas.¹⁰

O período da amostra é de janeiro de 2000 a setembro de 2009 (dados mensais). A medida de inflação esperada utilizada para o Brasil foi obtida pela variação do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA) esperado pelo mercado (últimos doze meses), disponível no sítio do Banco Central do Brasil (BCB). O produto é o logaritmo natural do produto interno bruto (PIB) (em preços correntes de janeiro de 2000) deflacionado pelo IPCA. O hiato do produto é a diferença entre o logaritmo do produto real e o logaritmo do produto real potencial (obtido pelo filtro Hodrick-Prescott). A taxa real de juros é a diferença entre a TNJCP, que no Brasil corresponde a taxa Selic anual, e a taxa de inflação esperada. A taxa de câmbio nominal esperada foi obtida no sítio do BCB. A série referente ao índice de credibilidade foi obtida por meio da metodologia apresentada na seção anterior.

A primeira condição para a análise dos dados, tanto para a estimação via OLS quanto para GMM, é verificar se as séries têm raiz unitária (ou seja, se são não-estacionárias). Para tanto, foram realizados os testes de raiz unitária Dikey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP), além do teste de estacionariedade Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Os resultados revelam que o *spread*, o hiato do produto real, e a variação da taxa de câmbio nominal esperada são I(0), enquanto que a inflação esperada, a taxa real de juros e o índice de credibilidade são I(1). Neste caso, não há necessidade de se procurar uma relação de co-integração entre as variáveis. O resumo dos resultados obtidos nos testes de raiz unitária e de estacionariedade estão descritos abaixo (os resultados dos testes separadamente encontram-se no anexo A1).

¹⁰ A condição dos momentos é escrita como uma condição de ortogonalidade na equação proposta para o *spread* conforme equação proposta, incluindo os parâmetros e o conjunto de variáveis instrumentais. Em relação à matriz de pesos, a opção “*time series*” foi selecionada o que implica que a estimação por GMM seja robusta à heterocedasticidade e autocorrelação.

Tabela 1: Resultado geral para todos os testes de raiz unitária

Série	ADF	PP	KPSS
s_t	I(0)	I(0)	I(0)
π_{t-1}^e	I(1)	I(1)	I(0)
$(y_{t-1} - y_{t-1}^*)$	I(0)	I(0)	I(0)
r_{t-1}	I(1)	I(1)	I(0)
Δe_{t-1}^e	I(0)	I(0)	I(0)
ICm_{t-1}	I(1)	I(1)	I(0)

A tabela 2 apresenta os resultados da estimação por OLS.¹¹ Como pode ser observado, o sinal dos coeficientes das variáveis explicativas são aqueles já esperados, em todas as especificações. Um importante resultado é o sinal do índice de credibilidade negativo e significativo ao nível de 90%. Isso é importante, pois confirma a hipótese de que a credibilidade da autoridade monetária tem relação inversa com o *spread*. Quanto maior a confiança do público no regime de metas de inflação, maior a credibilidade, e, conseqüentemente, menor será o *spread* exigido na curva de juros.

Tabela 2: Estimação por OLS

Variáveis Explicativas	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3
Constante	0,9920 [1,3392] (0,7407)	0,9542 [1,4603] (0,6534)	0,9434 [1,4772] (0,6386)
π_{t-1}^e	0,5462** [2,1599] (0,2529)	0,6714* [2,8231] (0,2378)	0,5807* [2,4297] (0,2390)
$y_{t-1} - y_{t-1}^*$	127,3842* [2,9501] (43,1782)	111,4074* [2,7029] (41,2172)	109,6946* [2,6915] (40,7544)
r_{t-1}	0,5577* [2,9401] (0,1897)	0,5191* [3,2206] (0,1611)	0,5323* [3,3894] (0,1570)
Δe_{t-1}^e		8,2312** [2,1247] (3,8739)	9,4917** [2,3071] (4,1140)
ICm_{t-1}			- 1,1340*** [- 1,8466] (0,6140)
<i>F-statistic</i>	142,2344	126,0019	109,7527
Adj. R ²	0,8681	0,8706	0,8787

Notas: Níveis de significância: (*) denota 0,01, (**) denota 0,05, e (***) denota 0,10. Erro padrão entre parênteses e *t-statistic* em colchetes.

Após a estimação por OLS, foram feitos, para a especificação 3, o teste de estabilidade de Ramsey RESET, e os testes de diagnóstico de resíduos (teste LM para

¹¹ Vale observar que devido à presença de *outliers* na série de resíduos, os dados foram tratados de modo a não serem elaboradas inferências baseadas em estatísticas de testes equivocadas. Nesse sentido, além das variáveis propostas, encontradas na equação para analisar a influência de variáveis macroeconômicas e o impacto da credibilidade sobre o *spread*, acrescentou-se uma variável *dummy* (*dum01*) que captura os *outliers*, com o objetivo de reduzir a autocorrelação e tornar os erros amostrais distribuídos normalmente; um termo auto-regressivo de ordem um para os resíduos (*AR(1)*), e; as variáveis explicativas foram defasadas em um período.

autocorrelação, teste ARCH LM para heterocedasticidade condicional e teste Jarque-Bera para verificar se os resíduos são normalmente distribuídos) – resultados estão no anexo A2.

Como já mencionado, além das estimações utilizando OLS, o GMM também foi utilizado. Uma das razões para a utilização do GMM deve-se às estimativas em OLS apresentarem problemas de autocorrelação serial e heterocedasticidade (o que é comum em séries temporais macroeconômicas).¹² Sendo assim, com o GMM, os estimadores ganham consistência para a regressão (Hansen, 1982), elevando a robustez da análise.

Com objetivo de testar a validade das variáveis instrumentais utilizadas na estimação por GMM, o teste padrão *j-test* é apresentado (tabela 3).¹³ Além disso, as variáveis instrumentais escolhidas necessitam ser defasadas em pelo menos um período, de forma a ajudar a prever as correspondentes variáveis contemporâneas.¹⁴ Com este objetivo, as estimações aplicam as seguintes variáveis instrumentais nas regressões: constante; s_{t-1} ; π_{t-2}^e ; π_{t-3}^e ; $y_{t-2} - y_{t-2}^*$; $y_{t-3} - y_{t-3}^*$; r_{t-2} ; r_{t-3} ; Δe_{t-2}^e ; Δe_{t-3}^e ; ICm_{t-1} ; ICm_{t-2} ; ICm_{t-3} ; ICm_{t-4} ; $dum01_{t-1}$; e uma variável *dummy* para capturar o impacto da crise financeira *subprime* (*dummycrise*).¹⁵ As estimações por meio do GMM estão sumarizadas abaixo (tabela 3).

Tabela 3. Estimação por GMM

Variáveis Explicativas	Especificação 1	Especificação 2	Especificação 3
Constante	0,7247 [1,4847] (0,4881)	0,3125 [0,7182] (0,4351)	0,2938 [0,6345] (0,4630)
π_{t-1}^e	0,6891** [2,2680] (0,3038)	0,9729* [3,0188] (0,3222)	0,5764** [2,0774] (0,2774)
$y_{t-1} - y_{t-1}^*$	154,5708* [4,2549] (36,3269)	142,6078* [3,7856] (37,6707)	122,3395* [3,1892] (38,3601)
r_{t-1}	0,8547* [3,2809] (0,2605)	0,7114** [2,9913] (0,2378)	0,6072* [3,2007] (0,1897)
Δe_{t-1}^e		9,8311*** [1,9097] (5,1479)	11,4525** [2,3521] (4,8690)
ICm_{t-1}			- 1,1015*** [- 1,6801] (0,6556)
<i>J-statistic</i>	0,080560 $p > 0,4351$	0,077056 $p > 0,3744$	0,066458 $p > 0,3842$
Adj. R ²	0,8660	0,8735	0,8790

Notas: Níveis de significância: (*) denota 0,01, (**) denota 0,05, e (***) denota 0,10. Erro padrão entre parênteses e *t-statistic* em colchetes.

¹² Como apontado por Wooldridge (2001, p. 95), “to obtain a more efficient estimator than two-stage least squares (or ordinary least squares), one must have overriding restrictions.”

¹³ O teste *j* é um teste de superidentificação ou sobreidentificação, para maiores detalhes ver, Hansen (1982).

¹⁴ Esse procedimento de escolha das variáveis instrumentais segue Johnston (1984).

¹⁵ O argumento para o uso da variável *dummycrise* é o de que a crise *subprime* produziu impacto nas expectativas inflacionárias.

Os resultados, utilizando o método GMM, também mostram que os sinais dos coeficientes das variáveis explicativas estão em conformidade com os valores esperados. Na especificação três, com a inclusão do índice de credibilidade, o R^2 ajustado aumentou de 87,35% para 87,90%, o que representa uma pequena melhora se comparado a segunda especificação. Por sua vez, o teste j (identificado pela j -statistic) foi significativo para todas as especificações, o que justifica a relevância dos instrumentos na estimação pelo método GMM.

Vale ressaltar que os estimadores, tanto por OLS e GMM, indicam que o coeficiente do índice de credibilidade é negativo, e estatisticamente significativo ao nível de 90%. Portanto, há evidências que na medida em que o RMI conquista credibilidade, isto contribui para a redução do *spread*, de acordo com a hipótese anteriormente formulada.

Ademais, os resultados sugerem que o canal das expectativas desempenha um importante papel como mecanismo de transmissão de política monetária no Brasil. Isso é confirmado pelos sinais dos coeficientes da taxa de inflação esperada e da variação da taxa de câmbio nominal esperada, que tanto pelo método OLS quanto pelo método GMM, são positivos e estatisticamente significativos.

As evidências até então apresentadas mostraram a importância das variáveis explicativas selecionadas (dentre elas, vale ressaltar, a credibilidade) para o comportamento do *spread*. Contudo, uma questão relevante que surge é acerca da importância dessas variáveis em um estudo de dinâmica. Destarte, utilizando vetores auto-regressivos (VAR), uma análise por meio de uma função impulso-resposta, com base nas variáveis do modelo sugerido, é realizada.

A primeira condição para um estudo utilizando um VAR é a definição de sua ordem. Com este objetivo, os critérios de Schwarz (SIC), e Hannan-Quinn (HQ) são utilizados. Assim como nas estimações anteriores, o termo constante foi incluído na especificação. Os resultados para o teste da ordem do VAR, assim como o teste referente à estabilidade do VAR estão sumarizados no anexo A3. Pelo critério Schwarz a ordem do VAR é 1, e pelo critério Hannan-Quinn a ordem do VAR é 2. Optou-se pela escolha da ordem do VAR igual a 2.¹⁶

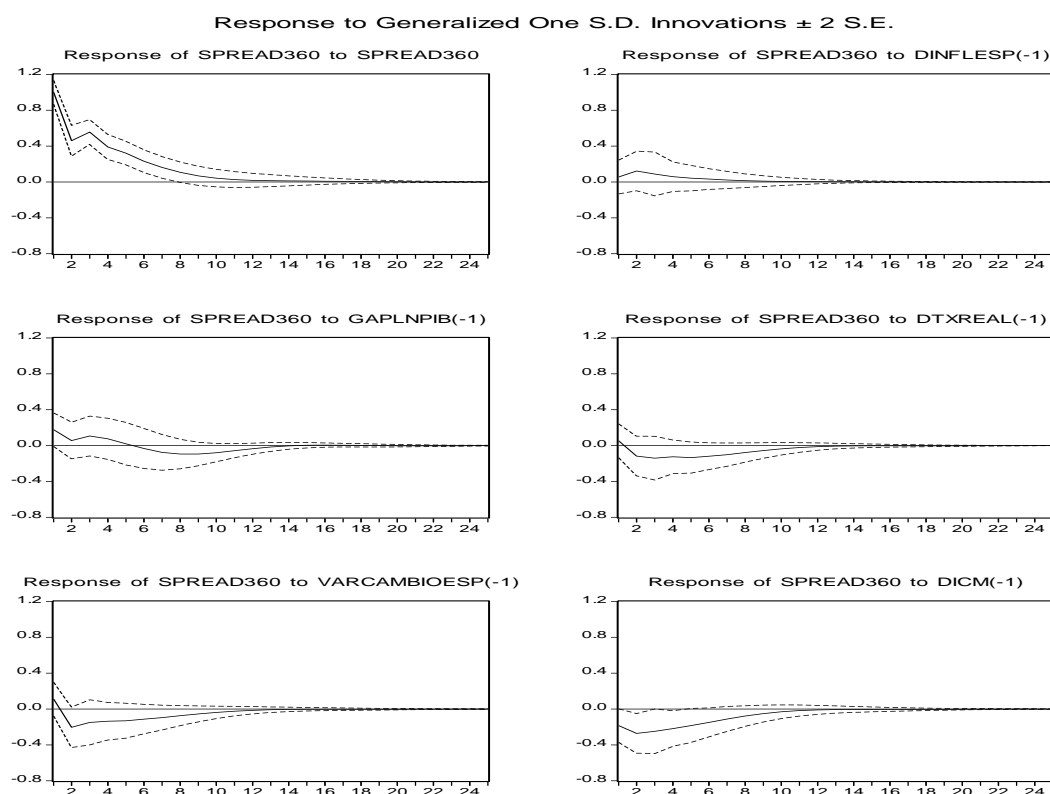
Pela função impulso resposta, é possível verificar a evolução do impulso causado por choques (ou inovações) ao longo do tempo (Sims,1980), ou seja, é possível verificar a evolução do impulso sobre o *spread*. A opção do estudo de impulso resposta é a dos impulsos generalizados.¹⁷

¹⁶ Como apontado por Greene (2002), o método *simple-to-general* para determinar o tamanho correto da ordem de defasagem em modelos autoregressivos, parte de um modelo inicial com somente os valores contemporâneos de uma determinada variável independente em uma regressão por OLS, adicionando-se defasagens, cada vez mais, até que o teste t para o coeficiente da última defasagem adicionada seja estatisticamente não significativa. O problema com tal abordagem é que para qualquer nível no qual o número de defasagens incluídas seja inferior ao tamanho correto, o estimador do vetor de coeficientes é viesado e inconsistente.

¹⁷ Como apontado por Lutkepohl (1991), o método aplica a suposição de ortogonalidade e então o resultado pode depender sobre a ordem das variáveis no VAR. Koop, *et al.* (1996) e Pesaran e Shin (1998) desenvolveram a idéia de uma função resposta de impulsos generalizados como uma maneira de eliminar o problema da ordenação das variáveis no VAR. O principal argumento é que as respostas dos impulsos generalizados são invariantes para qualquer re-ordenação das variáveis no VAR. Portanto, há duas vantagens potenciais com este método (Ewing, 2003): (i) a função resposta dos impulsos generalizados provê mais robustez ao resultados do que o método ortogonalizado, e; (ii) devido ao fato que ortogonalidade não é imposta, a função resposta dos impulsos generalizados permite uma interpretação significativa da resposta do impacto inicial de cada variável à choques de outras variáveis.

Os resultados da função de impulso-resposta generalizados estão apresentados na figura 1, para um período de 25 meses. A variável *dummy* *dm01* foi introduzida como variável exógena no VAR, assim como a constante.¹⁸ Com relação ao impacto originário de choques externos sobre os valores defasados da própria variável, no caso o *spread*, a figura 1 sugere que um choque positivo não esperado no *spread* provoca um aumento no *spread* que permanece por um período em torno de 12 meses. Com relação ao *spread* e o índice de credibilidade, o gráfico da figura 1 sugere que o impacto de um choque positivo no índice de credibilidade provoca uma redução no *spread* que permanece por 12 meses, sugerindo que a resposta ao impulso está de acordo com o que se esperava e de acordo com os resultados obtidos pelos métodos OLS e pelo GMM. Pela resposta do *spread* ao impulso da inflação esperada, pode-se concluir que uma aumento na inflação esperada leva a um aumento do *spread* que permanece por volta dos 7 meses, portanto, um impacto muito breve e pouco expressivo. O mesmo comportamento é observado para a resposta do impulso do hiato do produto ao *spread*. Tanto para a taxa real de juros como para a variação do câmbio esperado, a resposta no *spread* permanece por um período em torno de 12 meses, porém os efeitos, como podem ser visualizados nos gráfico, são próximos de zero. Por fim, cabe ressaltar que apenas as análises para o *spread* em resposta ao próprio *spread* e ao índice de credibilidade apresentam significância estatística.

Figura 1. Impulso Resposta



Em suma, as evidências obtidas pelas investigações por meio do método OLS, GMM e pelo VAR sugerem que a credibilidade desempenha importante papel para o processo de formação de expectativas dos agentes em relação ao comportamento das

¹⁸ A variável *dummy* *dum01* procura capturar os efeitos dos *outliers* nas séries. Como a variável é exógena por definição, optou-se por sua inclusão no *software* Eviews 5.0, assim como a constante.

taxas de juros. Foi observado, por meio da análise, um processo de suavização da curva de juros e de redução do *spread* na medida em que a credibilidade do RMI foi sendo conquistada.

4. Conclusões

Como foi visto, vários trabalhos investigam a influência da política monetária sobre o comportamento da estrutura a termo da taxa de juros. Tal investigação é importante, pois como as expectativas e as taxas de juros de longo prazo são determinantes para as decisões de investimento, e como a política monetária exerce influência sobre as expectativas e as taxas de juros de longo prazo, então, em última instância, a política monetária exerce influência sobre diversas decisões a serem tomadas na economia, dentre elas, as decisões de investimentos.

Por sua vez, em diversos trabalhos, observam-se os esforços de avaliar os efeitos da condução da política monetária em economias sob o RMI, como também, analisar como evoluiu a própria maneira de conduzir a política monetária após a adoção do RMI. Em particular, as análises elaboradas buscam validar o argumento que os benefícios trazidos por esse regime serão maiores quanto maior for a sua credibilidade, pois, com a estabilidade dos preços e das expectativas acerca do comportamento da inflação segue-se a condução de uma política monetária mais suave e a obtenção de um ambiente macroeconômico mais estável. Esses resultados tendem a gerar redução das incertezas na economia, em particular, sobre o comportamento das taxas de juros, e em geral, do próprio estado da economia.

Seguindo estas linhas de investigação e buscando contribuir nas literaturas sobre estrutura a termo e credibilidade do RMI, o presente trabalho buscou promover um avanço empírico juntando as duas literaturas. Como resultado, identificou evidências acerca da influência da credibilidade do RMI sobre o processo de suavização da curva de juros e, portanto, da estrutura a termo e do *spread* entre taxas de juros para o caso brasileiro.

Assim, com base nas evidências empíricas, o trabalho sugere que o RMI no Brasil tem cumprido o papel de reduzir incertezas na economia. Pois, com a ampliação da credibilidade, o regime está sendo bem sucedido não só em ancorar expectativas inflacionárias dos agentes, mas também, em reduzir tanto o comportamento volátil da taxa de juros e o comportamento agressivo da política monetária, como está suavizando o comportamento das expectativas acerca da taxa de juros e do *spread*.

Bibliografia

- AGÉNOR, P.; TAYLOR, M.P. (1992) “Testing for credibility effects”. *IMF Staff Papers* v. 39 (3): 545–571.
- ALMEIDA, C. (2004) “Time-varying risk premia in emerging markets: explanation by a multi-factor affine term structure”. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, v. 7.
- ANDERSEN, T. M. (1989) “Credibility of Policy Announcements – The Output and Inflation Costs of Desinflationary Policies”. *European Economic Review*, vol. 33(1).
- ANDERSSON, M.; DILLÉN, H.; SELLIN, P. (2006) “Monetary Policy Signaling and Movements in the Swedish Term Structure of Interest Rates”. *Journal of Monetary Economics*, 53(8): 1815-1855.

- BALDUZZI, P.; BERTOLA, G.; FORESI, S.; KLAPEER, L. (1997) "Interest rate targeting and the dynamics of short term rates". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30(1): 26-50.
- BERNANKE, B. S. (1990) "On the predictive power of interest rates and interest rate spreads". *New England Economic Review, Federal Reserve Bank of Boston*, p. 51-68.
- BERNANKE, B. S.; BLINDER, A. S. (1992) "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission". *The American Economic Review*, 82(4): 901-921.
- BLACKBURN, K.; CHRISTENSEN, M. (1989) "Monetary Policy and Policy Credibility: Theories and Evidence". *Journal of Economic Literature*, vol. 27(1).
- BLANCHARD, O. J. (1984) "The Lucas Critique and the Volcker Deflation". *The American Economic Review*, 74(2): 211-215.
- _____. (1985) "Credibility, Disinflation and Gradualism". *Economic Letters*, vol. 17(3).
- BRITO, R. et al. (2003) "O premio pela maturidade na estrutura a termo das taxas de juros brasileiras". *Banco Central do Brasil*, Working Paper, 72.
- CAMPBELL, J.Y.; SHILLER, R. J. (1991) "Yield spreads and interest rate movements: a bird's eye view". *Review of Economic Studies*, 58(3): 495-514.
- CECCHETTI, S. G.; KRAUSE, S. (2002) "Central bank structure, policy efficiency and macroeconomic performance: exploring empirical relationships". *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, 84(4): 47-59.
- COX, J. C.; INGERSOLL, E.; ROSS, S. A. (1985) "A theory of the term structure of interest rates". *Econometrica*, 53(2): 385-407.
- CUKIERMAN, A. (1985) "Central Bank Behavior and Credibility – Some recent Developments". *Federal Reserve Bank of St. Louis*.
- _____. (1992) "*Central Bank Strategy, Credibility, and Independence: Theory and Evidence*". Cambridge, Mass.: The MIT Press.
- CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. (1986a) "The Credibility of Monetary Announcements". In *Monetary Policy and Uncertainty*. Ed.: Manfred J. M. Neuman. NY: Duncker and Humbolt.
- CUKIERMAN, A.; MELTZER, A. H. (1986b) "A theory of ambiguity, credibility, and inflation under discretion and asymmetric information". *Econometrica*, 54(5): 1.099-1.128.
- EVANS, C. L.; MARSHALL, D. A. (1998) "Monetary Policy and the Term Structure of Nominal Interest Rates: evidence and theory". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49: 53-111.
- EWING, Bradley T., (2003) "The response of the default risk premium to macroeconomic shocks," *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Elsevier, vol. 43(2), pages 261-272
- FUHRER, J. C. (1996) "Monetary policy shifts and long term interest rates". *Quarterly Journal of Economics*, 111(4): 1183-1209.
- FUHRER, J. C.; MOORE, G. R. (1995a) "Inflation persistence". *Quarterly Journal of Economics*, 110(1): 127-159.
- _____. (1995b) "Monetary policy trade-offs and the correlation between nominal interest rates and real output". *The American Economic Review*, 85(1): 219-239.
- GREENE, W.H. (2002) "Econometric Analysis". 5nd edition, Prentice Hall.
- HALDANE, A. G.; READ, V. (2000) "Monetary Policy Surprises and the Yield Curve". *Bank of England Working Paper 106*.

- HANSEN, L. P. (1982) “Large sample properties of generalized methods of moments estimators”. *Econometrica*, 50(4): 1029-1054.
- HARDOUVELIS, A.; BARNHART, W. (1989). “The evolution of federal reserve credibility: 1978-1984”. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 71(3), pp. 385–393.
- JOHNSTON, J. (1984) “*Econometric Methods*”. 3rd ed., Singapore: McGraw-Hill Book Co.
- KOOP, G.; PESARAN, M. H.; POTTER, S. M. (1996) “Impulse response analysis in nonlinear multivariate models”. *J. Econometrics* **74** (1996), pp. 119–147.
- KYDLAND, F.E.; PRESCOTT, E. C. (1977) “Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans”. *Journal of Political Economy*, 85(3): 473-492.
- LIMA, A.; ISSLER, J. (2003) “A hipótese das expectativas na estrutura a termo de juros no Brasil: uma aplicação de modelos de valor presente”. *Revista Brasileira de Economia*, 57: 873-898.
- LITTERMAN, R.; SCHEINKMAN, J. (1991) “Common factors affecting bond returns”. *Journal of Fixed Income*, 1: 54-61.
- LUTKENPOHL, H. (1991) “Introduction to multiple time series analysis”. Berlin: Springer.
- MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. (2007) “A estrutura a termo das taxas de juros no Brasil: testando a hipótese de expectativas racionais”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 37(1): 113-147.
- MATSUMARA, M.; MOREIRA, A. (2005) “Can macroeconomic variables account for the term structure of sovereign spreads? studying the Brazilian case”. *Texto para Discussão, 1.106, Ipea*.
- McCALLUM, B. T. (1994) “Monetary policy and the term structure of interest rates”. *NBER Working Paper*, n. 4938, November.
- de MENDONÇA, H. F. (2004) “Mensurando a Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil”. *Revista de Economia Política*, vol. 24, n.3(95), p. 344-350.
- _____. (2007) “Towards credibility from Inflation targeting: the Brazilian experience. *Applied Economics*, 39: 2599-2615.
- de MENDONÇA, H. F.; SOUZA, G. J. G. (2007) “Credibilidade do regime de metas para inflação no Brasil”. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 37, n. 2.
- _____. (2009) “Inflation targeting credibility and reputation: the consequences for the interest rate. *Economic Modelling*, 26: 1228-1238
- MONTEIRO, A. (2003) “Estimação da curva de juro a vista: microestrutura dos contratos e restrição do formato da curva a termo”. *Resenha BM&F*, 160: 27-41.
- MONTES, G.C. (2010) “Uncertainties, monetary policy and financial stability: challenges on inflation targeting”. *Revista de Economia Política*, 30(1).
- PESARAN, M. H.; SHIN, Y. (1998) “Generalised Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models”. *Economics Letters*, Vol.58, pp.17-29.
- RAZZAK, W. (2001) “Are inflation-targeting regimes credible? Econometric evidence”. *Reserve Bank of New Zealand Working Paper*.
- ROLLEY, V.; SELLON, G. (1995) “Monetary Policy Actions and Long Term Interest Rates”. *Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic Review*, 4th quarter, p. 73-89.
- RUDEBUSCH, G. D. (1995) “Federal reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure”. *Journal of Monetary Economics*, 35(2): 245-274.

- SARGENT, T. (1982) “The ends of four big inflations”. In Hall, R., editor, *Inflation: Causes and Effects*. University of Chicago Press, Chicago.
- SEKKEL, R.; ALVES, D. (2005) “The Economic Determinants of the Brazilian Term Structure of Interest Rates”. *XXXIII Encontro Nacional de Economia ANPEC*, Natal RN.
- SHILLER, R. J. (1990) “The term structure of interest rates”. chapter 13 of *Handbook of Monetary Economics*, eds. B. Friedman and F.H. Hahn, Amsterdam: Elsevier Science.
- SICSÚ, J. (2002) “Expectativas inflacionárias no regime de metas de inflação: uma análise preliminar do caso brasileiro”. *Economia Aplicada*, 6(4): 703-711.
- SILVEIRA, M. (2005) “Modelo fatorial linear macroeconômico de estrutura a termo da taxa de juros: aplicação para a economia brasileira”. *Texto para Discussão, 1.097, Ipea*.
- SILVEIRA, G.; BESSADA, O. (2003) “Análise de componentes principais de dados funcionais – uma aplicação às estruturas a termo de taxas de juros”. *Banco Central do Brasil, Working Paper*, 73.
- SIMS, C. (1980) “Macroeconomics and reality”. *Econometrica*, 48: 1-49.
- SHOUSHI, S. (2005) “Estrutura a termo da taxa de juros e dinâmica macroeconômica no Brasil”. *Revista do BNDES*, 15(30): 303-345.
- SVENSSON, L. E. O. (1993) “The simplest test of inflation target credibility”. *NBER Working Paper Series*, n. 4604.
- _____. (2000) “How should monetary policy be conducted in an Era of Price Stability?”. *NBER Working paper*, n. 7516.
- TABAK, B. (2003) “Monetary policy surprises and the Brazilian term structure of interest rates”. *Banco Central do Brasil, Working Paper*, 70.
- TABAK, B.; ANDRADE, S. (2001) “Testing the expectations hypothesis in the Brazilian term structure of interest rates”. *Banco Central do Brasil, Working Paper*, 30.
- TABAK, B. M.; TABATA, A. (2004) “Surpresas na Política Monetária e a Estrutura a Termo da Taxa de Juros Brasileira”. *Revista de Economia Aplicada*, 8, n.3.
- TAYLOR, J. (1993) “Discretion versus policy rules in practice”. *Carnegie-Rochester, Conference on Public Policy*. 39: 195-214.
- VALLI, M.; VARGA, G. (2002) “Movimentos da estrutura a termo da taxa de juros brasileira”. *Finanças Aplicadas ao Brasil*, editado por Marco Bonomo. Rio de Janeiro: FGV.
- WALSH, C. E. (2003) “*Monetary theory and policy*”. 2nd edition, The MIT Press.
- WOODFORD, M. (2003) “Interest and Prices: foundations of a theory of monetary policy”. Princeton: Princeton University Press.
- WOOLDRIDGE, J. M. (2001), “Applications of generalized method of moments estimation”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15 No. 4, pp. 87-100.
- WU, T. (2001) “Monetary Policy and the Slope Factor in Empirical Term Structure Estimations”. *Federal Reserve Bank of Sao Francisco working paper series*.
- _____. (2003) “Stylized Facts on Nominal Term Structure and Business Cycles: An Empirical VAR Study”. *Applied Economics*, vol.35, p. 901 – 906.

Anexo A1. Testes de raiz unitária e de estacionariedade

Teste ADF

Série	Lag	Test	Valor Crítico a 1%	Valor Crítico a 5%
s_t	0	-2,783095	-2,585050	-1,943612
π_{t-1}^e	11	-0,871363	-2,585226	-1,943637
$D\pi_{t-1}^e$	12	-3,760714	-2,587831	-1,944006
$(y_{t-1} - y_{t-1}^*)$	4	-6,912205	-2,585962	-1,943741
r_{t-1}	0	-1,087354	-2,585226	-1,943637
Dr_{t-1}	0	-9,036272	-2,585405	-1,943662
Δe_{t-1}^e	0	-7,028653	-2,585226	-1,943637
ICm_{t-1}	0	-0,788354	-2,585226	-1,943637
$DICm_{t-1}$	0	-9,244827	-2,585405	-1,943662

A escolha dos Lag foi feita com base no critério de Schwartz (SC). Para todas as séries não foram utilizados intercepto e nem tendência.

Teste de raiz unitária – Teste PP

Série	Test	Valor Crítico a 1%	Valor Crítico a 5%
s_t	-3,063395	-2,585050	-1,943612
π_{t-1}^e	-0,917043	-2,585226	-1,943637
$D\pi_{t-1}^e$	-8,611803	-2,585405	-1,943662
$(y_{t-1} - y_{t-1}^*)$	-4,084122	-4,039797	-3,449365
r_{t-1}	-1,052656	-2,585050	-1,943612
Dr_{t-1}	-9,046082	-2,585405	-1,943662
Δe_{t-1}^e	-7,232721	-2,585226	-1,943637
ICm_{t-1}	-0,885460	-2,585226	-1,943637
$DICm_{t-1}$	-9,184586	-2,585405	-1,943662

Para a série $(y_{t-1} - y_{t-1}^*)$ foi utilizado intercepto e tendência, e para as outras séries nem intercepto e nem tendência.

Teste de estacionariedade – Teste KPSS

Série	Test	Valor Crítico a 1%	Valor Crítico a 5%
s_t	0,100103	0,216000	0,146000
π_{t-1}^e	0,148887	0,216000	0,146000
$(y_{t-1} - y_{t-1}^*)$	0,016986	0,216000	0,146000
r_{t-1}	0,151089	0,216000	0,146000
Δe_{t-1}^e	0,250410	0,739000	0,463000
ICm_{t-1}	0,197584	0,216000	0,146000

Para a série Δe_{t-1}^e foi utilizado somente o intercepto. Para todas as outras séries foram utilizados intercepto e tendência.

Anexo A2 – teste de estabilidade e diagnóstico de resíduos

Teste Ramsey RESET, teste LM, teste ARCH LM, normalidade Jarque-Bera.

Testes	Resultados	
Ramsey RESET (número de termos ajustados = 1)	<i>F-statistic</i> 0,0013	$p = 0,9712$
Correlação Serial LM (2 lags)	<i>F-statistic</i> 3,7733	$p = 0,0261$
ARCH LM (1 lag)	<i>F-statistic</i> 16,0311	$p = 0,0001$
Jarque-Bera		3,6926 $p = 0,1578$

Anexo A3

Resultados dos critérios SIC e HQ para a ordem do VAR

Ordem do VAR	Com Constante		Sem Constante	
	SIC	HQ	SIC	HQ
0	- 4,390564	- 4,479684	-	-
1	- 6,416375*	- 7,040212*	- 6,544037*	- 7,078755
2	- 5,835432	- 6,993987	- 6,023027	- 7,092462*
3	- 4,734428	- 6,427701	- 4,859850	- 6,464003
4	- 3,972361	- 6,200351	- 4,100446	- 6,239317
5	- 2,174075	- 5,805063	- 3,157505	- 5,831093
6	- 1,410864	- 5,243007	- 2,326597	- 5,534902

Nota: * denota a ordem de defasagem por critério

Resultado para condição de estabilidade do VAR

