

Dívida Pública, Bancos e Transmissão da Política Monetária: Uma Avaliação Empírica do Regime de Metas de Inflação no Brasil

Public Debt, Banks and Monetary Policy Transmission: An Empirical Assessment of the Inflation Targeting in Brazil

*Marcos Wagner da Fonseca**

*Marcelo Luiz Curado***

Resumo: O objetivo do artigo é discutir se há obstrução no mecanismo de transmissão e, por consequência, ineficácia da política monetária no Brasil para o período posterior à implementação do regime de metas de inflação. Para isso, o trabalho inicia com uma análise descritiva que aponta que, após a adoção do regime de metas de inflação, houve mudança na composição da dívida pública e o aumento da concentração do setor bancário, o que indica que a política monetária seguiu uma trajetória de ganho de eficácia e que a transmissão monetária tenha participação efetiva nesse ganho. Partiu-se, então, para a análise empírica, com a aplicação e a estimação de modelos VAR para o período integral (1996 a 2007) e para o período de metas de inflação (2000 a 2007). Os resultados indicam que há diferença ao se tomar apenas o período de metas de inflação. Percebe-se uma mudança não desprezível no comportamento das variáveis entre os modelos estimados para os dois períodos. Os resultados para o período de metas de inflação sugerem que ocorreram ganhos de eficácia da política monetária para determinar variações no produto e na inflação. O comportamento dos bancos indica que não há obstruções claras provocadas pelos mesmos na transmissão monetária.

Palavras-chave: Política monetária. Canal de empréstimos bancários. Canal da taxa de juros. Mecanismos de transmissão monetária.

Abstract: This paper aims to discuss whether there is obstruction in the transmission mechanism and, consequently, ineffectiveness of monetary policy in Brazil

* Doutor em Desenvolvimento Econômico pela Universidade Federal do Paraná (UFPR). Professor do Departamento de Administração Geral e Aplicada da Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: mwfonseca@ufpr.br

** Doutor em Política Econômica pela Universidade Estadual de Campinas (Unicamp). Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná (UFPR). E-mail: curado@ufpr.br

post-inflation targeting system. For this, the work begins with a descriptive analysis that showed that after the adoption of inflation targeting system, there was a change in the composition of public debt and consolidation of the banking sector, which indicates that monetary policy followed a path of gain effectiveness of monetary transmission and have effective participation in this gain. Broke up, then, for empirical analysis, with the application and estimation of VAR models for the whole period (1996 to 2007) and for the inflation targeting period (2000 to 2007). The results indicate that there is a difference when taking only the inflation targeting period. It was noticed a non-negligible change in the variables behavior between the estimated models for the two periods. The results for the inflation targeting period suggest that there were gains in effectiveness of monetary policy to determine changes in output and inflation. The banks behavior indicates that there is no clear obstructions caused by them in monetary transmission.

Keywords: Monetary policy. Bank lending channel. Interest rate channel. Monetary transmission mechanisms.

JEL Classification: E44; E51; E52; E58.

1 Introdução

O objetivo deste artigo é avaliar, através de um estudo econométrico, a eficácia dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil para o período compreendido entre janeiro de 1996 e dezembro de 2007. O tema é particularmente relevante para economias – tal como Brasil desde julho de 1999 - que adotam o regime de metas de inflação e que, portanto, utilizam a política monetária para o controle do processo inflacionário.

A literatura econômica dedicada à análise sobre a eficiência dos mecanismos de transmissão da política monetária é particularmente ocupada com a discussão sobre a presença de obstáculos ao funcionamento desses mecanismos. A presença desses obstáculos diminui a eficiência da política monetária e eleva os custos associados à manutenção da estabilidade, pois obriga o Banco Central a praticar taxas de juros relativamente mais elevadas para atingir uma determinada meta inflacionária.

Graminho e Bonomo (2002) e Pastore (2006) sustentam que existem evidências de ineficiência na transmissão da política monetária no Brasil no período posterior à estabilização econômica, no caso desses trabalhos, entre 1995 e 2004. Os trabalhos sugerem que o canal de empréstimos bancários atua de maneira oposta ao que prevê a teoria e ao que indicam os trabalhos aplicados para as economias dos países desenvolvidos. Esse resultado é fruto das condições específicas de ope-

ração da economia brasileira, sobretudo da composição de sua dívida pública interna.

No entanto, as alterações ocorridas na economia brasileira a partir de 2004 e mais particularmente as modificações verificadas na composição da dívida pública interna a partir de 2006 sugerem que outros resultados podem ser observados. De uma forma geral, como será argumentado ao longo da próxima seção, essas alterações tende a ampliar a eficiência dos mecanismos de transmissão da política monetária. O estudo empírico realizado na seção 3 pretende contribuir para essa discussão, verificando se os resultados obtidos por Pastore (2006) encontram-se presentes ou se seus resultados decorrem do período analisado.

O artigo encontra-se organizado da seguinte forma: após esta breve introdução, a seção 2 promove a discussão sobre a eficiência dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil; a avaliação empírica com a definição da metodologia VAR¹ e os resultados e discussões do trabalho econométrico são apresentados na terceira seção; e, finalmente, a seção 4 apresenta as considerações finais do trabalho.

2 Eficiência dos Mecanismos de Transmissão da Política Monetária no Brasil

O objetivo deste artigo é realizar um estudo empírico sobre a eficiência dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil para o período compreendido entre janeiro de 1996 e dezembro de 2007. Ainda que não seja objetivo deste trabalho promover uma discussão teórica, algumas considerações sobre o tema devem ser feitas.

Mecanismos de transmissão podem ser definidos como os caminhos nos quais as alterações na política monetária provocam mudanças nas variáveis reais da economia, chegando até os preços, através dos seguintes canais: canal da taxa de juros, canal da taxa de câmbio, canal de preços de ativos e canal do crédito. Este último subdivide-se em canal de empréstimos bancários e canal do balanço (MISHKIN, 1995).

A teoria sobre o funcionamento do canal de empréstimos bancários sustenta que um aumento da taxa de juros básica, no caso brasileiro, a taxa Selic, provoca um aperto monetário, reduzindo os depósitos e a capacidade de empréstimo dos bancos. O resultado final desse processo é a ampliação da participação da carteira de títulos no total de suas operações ativas e a concomitante redução do total de empréstimos. No caso do regime de metas de inflação, essa contração nos empréstimos ajuda no controle da inflação ao reduzir o nível de demanda agregada e, portanto, ao ampliar o *gap* entre o produto potencial e o efetivo.

¹ Vetores autorregressivos, conforme especificação de Sims (1980).

O funcionamento desse canal de transmissão é, portanto, essencial para que as alterações processadas na taxa de juros básica sejam efetivamente transmitidas para a economia e permitam o controle da inflação. O não funcionamento, ou um comportamento ineficiente, desse canal pode comprometer, ou no mínimo tornar mais custoso o controle da inflação através dos instrumentos tradicionais de política monetária.

A avaliação de que a política monetária no Brasil não foi eficaz, ao menos no período posterior à estabilização econômica, encontra respaldo em alguns trabalhos, como por exemplo, de Graminho e Bonomo (2002) e Pastore (2006). Essa ineficácia pode ter sua origem numa obstrução do mecanismo de transmissão da política monetária. A explicação pode ser assim sintetizada: o Banco Central, com o objetivo de manter a inflação dentro da meta definida, altera a taxa Selic. Contudo, essa alteração não gera no caso brasileiro, de acordo com os autores, o efeito esperado de redução no crédito ao setor privado, o que mantém igualmente inalterados os níveis de consumo e investimento. Nesse contexto, somente alterações muito significativas na taxa Selic teriam algum efeito sobre a produção e a inflação, o que amplia o custo do processo de estabilização econômica.²

Uma indagação torna-se evidente: porque na economia brasileira a elevação da taxa de juros básica não reduz o crédito ao setor privado? A composição da dívida pública no Brasil, e especialmente o peso elevado das LFTs em sua composição, são essenciais para responder a essa indagação. O argumento de Pastore (2006) é claro:

Quando o Tesouro vende títulos de longo período de maturação (cinco, dez ou mais anos), com taxas de juros (reais ou nominais) fixas, uma elevação (redução) da taxa de juros básica reduz (eleva) o valor de mercado dos títulos públicos, e contrai (expande) o valor de mercado do estoque de riqueza dos indivíduos, produzindo um efeito riqueza que diminui (aumenta) o fluxo de consumo e incrementa a eficácia da política monetária. Mas quando a dívida pública é representada por LFTs, esse “efeito riqueza” desaparece. Na literatura internacional, há muitas referências à operação do efeito riqueza como um canal de transmissão da política monetária, mas isso ocorre em parte porque as taxas de juros nos países desenvolvidos são baixas e têm pouca volatilidade, e em parte porque a dívida pública nesses países é uma proporção pequena do estoque total de riqueza (representada predominantemente por ações ou imóveis). Assim, ao operar por

² A discussão sobre o papel dos bancos no fornecimento de crédito e na composição é outra linha importante de discussão sobre o tema da eficiência da política monetária. De acordo com Costa (2006), a preferência pela liquidez dos bancos levou esses agentes a manter grande parcela de títulos públicos em seus ativos durante o período posterior ao processo de estabilização. Essa preferência pela liquidez vem acompanhada de certa preferência pela rentabilidade, pois os títulos públicos têm uma remuneração elevada e isenta de risco para os bancos.

intermédio da dívida pública, a ação do efeito riqueza é pequena, sendo praticamente ignorada. No caso brasileiro, as variações da taxa de juros real são muito grandes e a proporção da dívida pública em relação ao Produto Interno Bruto (PIB), alta. Consequentemente, esse efeito poderia ser, em princípio, de grande magnitude, não fosse o fato de que a dívida pública tem uma elevada proporção de LFTs (PASTORE, 2006, p. 263).

De acordo com Pastore (2006), a eficácia da política monetária pelo canal da demanda agregada (taxa de juros) também depende da composição, em termos de indexadores da dívida pública. Sua eficácia é tanto maior quanto mais elevada à proporção de títulos públicos emitidos com taxas de juros fixas: quanto mais longos forem os prazos desses títulos até o seu vencimento e quanto maior for o tamanho da dívida pública.

Outro tema relevante para análise da eficiência da política monetária diz respeito ao comportamento do efeito riqueza. No Brasil, esse efeito, ou a sua ausência, toma também contornos particulares, de acordo com Pastore (2006). Os títulos públicos não são adquiridos diretamente pelas pessoas, como ocorre em muitos países desenvolvidos, mas são adquiridos pelos bancos, que oferecem oportunidades de depósitos e fundos de aplicação atrelados a essa remuneração. Portanto, os bancos que detêm a grande maioria dos títulos públicos em seus ativos. Assim, a ausência do efeito riqueza, apontado por Pastore (2006), atinge diretamente os bancos em seu equilíbrio patrimonial.

É importante lembrar que a discussão realizada por Graminho e Bonomo (2002) e Pastore (2006) ocorreu num contexto específico em que se apresentava uma elevada participação das LFTs na composição da dívida mobiliária federal.³ A partir de 2006, passou a ocorrer uma queda sistemática da participação dos títulos pós-fixados, com concomitante aumento da participação dos títulos pré-fixados e também de títulos indexados aos índices de preços. Em dezembro de 2007, os títulos pré-fixados atingiram 37,31%, contra 33,39% dos títulos indexados à taxa Selic. Outra observação que se pode fazer é que a soma dos títulos pré-fixados e os indexados a índices de preços atingiu a participação de 63,57%, cerca de dois terços do total da DPMFi.

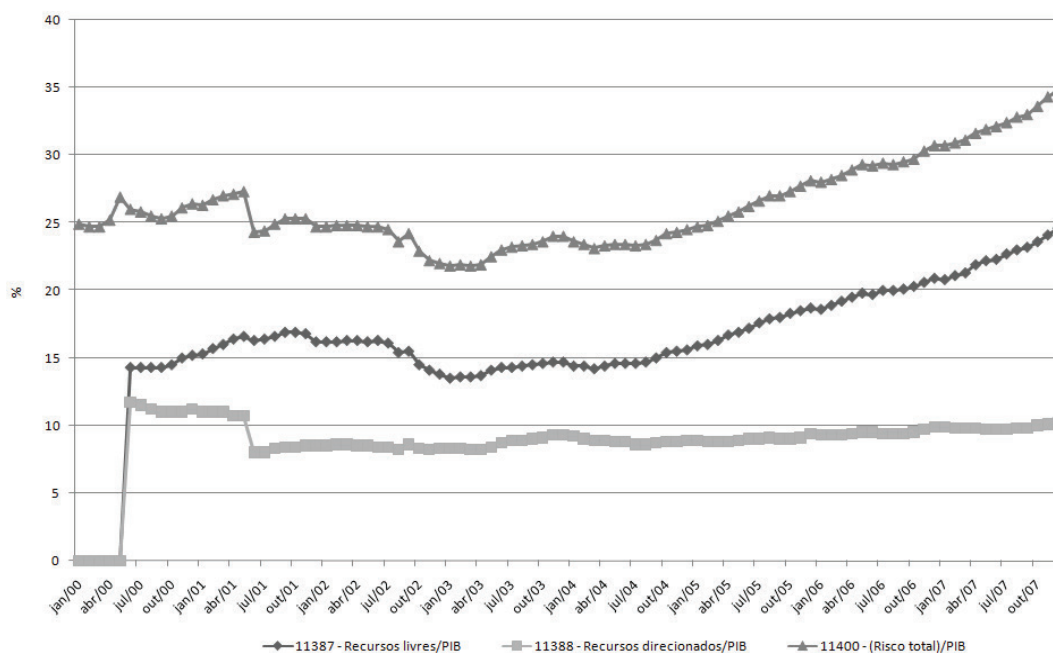
Em síntese, houve uma inversão entre os títulos pós-fixados (indexados à taxa Selic) e os títulos que se enquadram na recomendação dos especialistas como adequados para compor a dívida pública, isto é, os títulos pré-fixados e os atrelados aos índices de preços. Um destaque deve ser dado à queda da participação

³ De acordo com dados apresentados em Ferreira, Robotton Filho e Dupita (2004), a dívida mobiliária federal, em maio de 2004, apresentava a seguinte composição: 60% em títulos pós-fixados, compostos pelas LFTs (Letra Financeira do Tesouro) indexados à taxa Selic, apenas 17% de títulos pré-fixados, cerca de 15% de títulos corrigidos por índices de inflação e 9% atrelados ao câmbio.

dos títulos indexados ao câmbio, que atingiu o patamar de 29,87%, em junho de 2002, passando a inexpressivos 0,95%, em dezembro de 2007.

A mudança na composição da dívida, com destaque para a redução na participação dos títulos indexados à taxa Selic devem, de acordo com as discussões realizadas, ampliar a eficiência da política monetária. Outros fatores, no entanto, devem ser examinados. É fato amplamente conhecido que a partir de 2004 houve um aumento das operações de crédito que saíram do patamar de 25% do PIB em 2000, para atingir 35% do PIB em 2007, conforme apresenta o Gráfico 1.

Gráfico 1 - Operações de crédito/PIB em percentual (2000-2007)

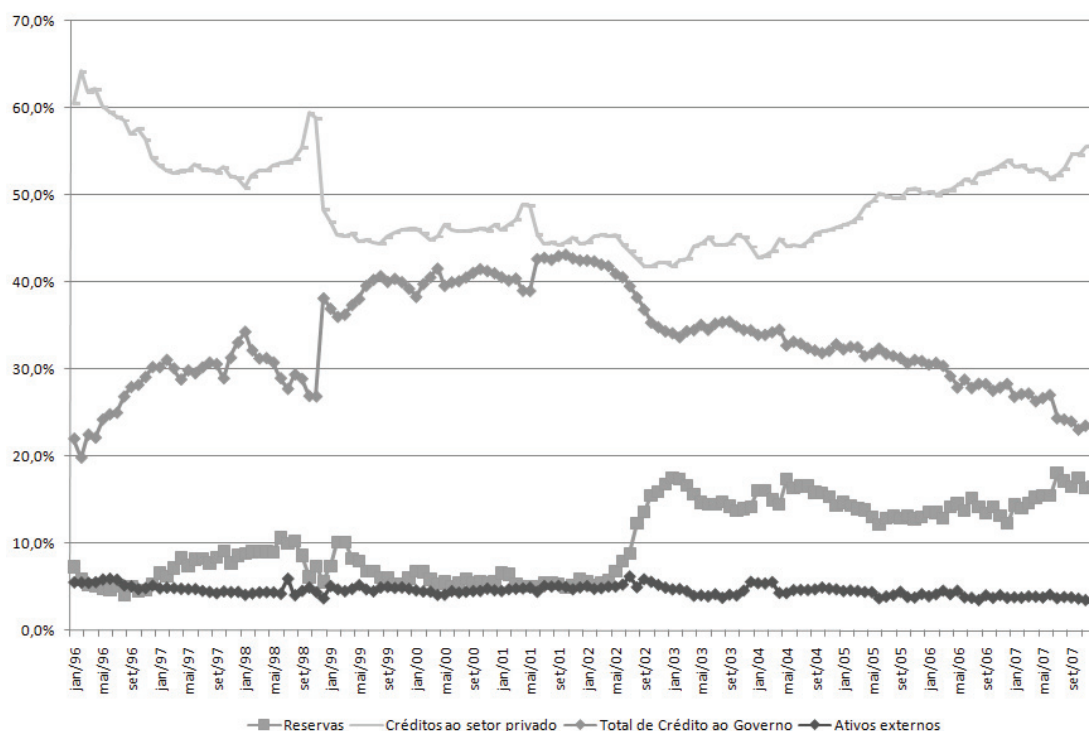


Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil.

Percebe-se um crescimento do crédito total/PIB e do crédito livre/PIB a partir do início de 2004. Ao mesmo tempo, verifica-se que o crédito direcionado/PIB se manteve constante em torno dos 10%. Dessa forma, conclui-se que o aumento do crédito livre é que puxou a elevação observada no crédito total. O crédito livre é basicamente destinado ao consumo das famílias e ao financiamento do capital de giro das empresas, enquanto que o crédito direcionado tem uma parte importante que é destinada ao investimento das empresas, por meio do BNDES, e ao investimento das famílias em residências, por meio de crédito para habitação. O crédito direcionado é que tem se mantido estável em relação ao PIB.

Durante a última década, houve também uma modificação na participação das operações de crédito como item do ativo dos bancos. O Gráfico 2 apresenta a composição do ativo do setor bancário, denominado pelo Banco Central como bancos criadores de moeda.

Gráfico 2 - Evolução da composição do ativo do setor bancário (jan. 1996 a dez. 2007)



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil.

A trajetória do crédito ao setor privado é interessante, pois saiu de um patamar de 60% do total do ativo, em 1996, passou perto dos 40%, no final de 2002, e voltou a crescer a partir de então, chegando acima de 55% em dezembro de 2007. Essa trajetória demonstra que o setor bancário está empenhado no aumento do crédito em seu ativo. O crédito ao setor público teve uma sensível queda nos últimos anos. No Gráfico 2, verifica-se que passa acima dos 40%, no início de 2002, chegando próximo dos 20%, em dezembro de 2007. Outro item que chama a atenção são as reservas bancárias, que modificam o patamar a partir de 2002, passando a variar em torno dos 15%.

A trajetória da composição do ativo bancário, presente no Gráfico 2, demonstra que os bancos têm diminuído a parcela de títulos em seu ativo e aumentado a parcela de crédito ao setor privado desde o início da presente década. Dessa forma, verifica-se que os bancos têm aumentado seu papel de financiador do setor privado e diminuído o papel de credor do setor público. Isso indica que o efeito *crowding out* tem diminuído recentemente na economia brasileira.

O crescimento da relação crédito bancário/PIB é um indicador de que o canal de empréstimos bancários tende a ganhar mais importância na transmissão da política monetária. Outros fatos relatados, tais como o crescimento da parcela de crédito ao setor privado no ativo dos bancos e o crescimento do crédito livre, tanto para as famílias, quanto para as empresas, também indicam um provável aumento da relevância do canal de empréstimos bancários.

Finalmente, o último elemento a ser destacado diz respeito ao processo de reestruturação e concentração do setor bancário após o Plano Real. Para confirmar a concentração, percebe-se, na Tabela 1, que a participação dos 20 maiores bancos no total de ativos do setor bancário aumentou de 72,0%, em 1996, para 86,4%, em 2006. Um ponto que chama a atenção é que todos os bancos entre os 20 maiores aumentaram a sua participação relativa no período, o que confirma o processo de concentração e sua continuidade no período mais recente.

Tabela 1 - Participação percentual dos 5, 10 e 20 maiores bancos e CEF nos ativos totais do segmento bancário

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
5 maiores	48,7	50,2	50,5	50,7	50,2	47,9	50,7	53,7	53,0	52,6	53,9
10 maiores	60,1	61,3	62,7	62,7	64,1	62,4	64,1	67,2	68,0	68,8	73,0
20 maiores	72,0	75,9	75,4	76,5	78,2	77,3	79,7	81,3	83,2	83,8	86,4

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Banco Central do Brasil.

De acordo com Vasconcelos e Strachman (2002), as informações analisadas confirmam o relativo sucesso da iniciativa do governo, na década de 1990, em promover uma reestruturação do setor bancário, principalmente pelo aumento da participação dos bancos estrangeiros e pela diminuição da participação do setor público estadual no setor financeiro.

Via de regra, a literatura econômica convencional entende que a elevação da concentração tende a aumentar a efetividade da transmissão monetária pelo canal da taxa de juros: primeiro, porque aumenta a eficiência do setor bancário; segundo, por reduzir o custo de transação; e, terceiro, por elevar o processamento das informações, diminuindo a assimetria. No entanto, esse tipo de posição fica bastante fragilizada no atual contexto de crise do sistema financeiro internacional. As evidências sugerem que a concentração pode gerar problemas graves, com a conduta de maior assunção de riscos permitida pela percepção *too big to fail*, além de *too interconnected to fail*.

Em suma, a análise realizada sugere que a partir de 2006 ocorreram um conjunto de transformações no setor bancário no Brasil que tendem a ampliar o impacto da taxa básica de juros básica para as demais taxas e, com isso, ampliaram a efetividade da política monetária em toda a economia e, em especial, no controle da inflação. A próxima seção é dedicada à investigação do tema a partir de uma análise empírica.

3 Bancos e Transmissão da Política Monetária: Uma Avaliação Empírica Utilizando VAR

3.1 Metodologia

A análise empírica do trabalho está baseada na Econometria de Séries Temporais e, em especial, na metodologia dos vetores autorregressivos (VAR). Essa metodologia, de acordo com Stock e Watson (2001), é tão somente uma extensão de uma regressão univariada para um ambiente multivariado, e cada equação definida pelo VAR nada mais é do que uma regressão por MQO de uma determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo. Dessa forma, o uso da metodologia VAR tem sido defendido como uma maneira de se estimar relações dinâmicas entre variáveis endógenas sem a imposição, *a priori*, de fortes restrições. Uma vantagem da abordagem, conforme Davidson e MacKinnon (1993), é a não necessidade de se decidir quais variáveis são endógenas ou exógenas, pois todas as variáveis são tomadas como endógenas.

Assim, define-se um vetor autorregressivo padrão por:

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + v_t \quad (1)$$

Onde:

Y_t é um vetor ($n \times 1$) de variáveis econômicas de interesse no instante t ;

A_0 é um vetor ($n \times 1$) de constantes;

A_i , com $i = 0, 1, \dots, p$, é uma matriz ($n \times n$) de coeficientes; e

v_t é um vetor ($n \times 1$) de termos aleatórios com média zero e variância constante, sendo cada um serialmente não correlacionados, ou seja, $v_i \sim i.i.d. (0, \Omega)$ em que Ω é uma matriz ($n \times n$) de variância-covariância dos erros.

O vetor de variáveis utilizado na estimativa será composto, de acordo com cada modelo VAR especificado adiante, das seguintes séries econômicas de interesse:

- SELIC: taxa de juros Selic (série 4189: taxa de juros Selic acumulada no mês, anualizada);
- PIB: produção industrial calculada pelo IBGE, utilizado como *proxy* do nível de atividade econômica (produção industrial - indústria geral - *quantum* - índice dessazonalizado (média 2002 = 100) – Ipeadata;
- IPCA: índice nacional de preços ao consumidor-amplo (série 433: IPCA - variação % mensal – Banco Central do Brasil);
- TITULOS: total de crédito dos bancos ao setor público (soma das seguintes séries: 1875 - contas analíticas - bancos criadores de moeda - tí-

- tulos do Banco Central + 1877 - contas analíticas - bancos criadores de moeda - crédito ao governo federal + 1878 - contas analíticas - bancos criadores de moeda - crédito ao governo estadual e municipal (R\$ milhões) – Banco Central do Brasil);
- e) CREDITOP: total de crédito dos bancos ao setor privado (série 1880 – contas analíticas - bancos criadores de moeda - créditos ao setor privado (R\$ milhões) – Banco Central do Brasil);
 - f) CREDLIVRETOT: operações de crédito dos bancos com recursos livres - total (série 3958 - saldo consolidado no mês das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros - total geral – (R\$ mil) – Banco Central do Brasil);
 - g) CREDLIVREPJ: operações de crédito dos bancos com recursos livres – pessoa jurídica (série 3959 - saldo consolidado no mês das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros - total pessoa jurídica – (R\$ mil) – Banco Central do Brasil);
 - h) CREDLIVREPF: operações de crédito dos bancos com recursos livres – pessoa física (série 3960 - saldo consolidado no mês das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros - total pessoa física – (R\$ mil) – Banco Central do Brasil);
 - i) SPREAD: *spread* bancário, segundo o Banco Central (série 3955 - *spread* médio das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros (pré-fixado) - total geral - p.p. - Banco Central do Brasil).

Todas as séries têm periodicidade mensal e são tomadas de janeiro de 1996 a dezembro de 2007, com exceção das séries CREDLIVRETOT, CREDLIVREPJ e CREDLIVREPF, que são tomadas a partir de outubro de 1996. As séries TÍTULOS, CREDITOP, CREDLIVRETOT, CREDLIVREPJ e CREDLIVREPF estão expressas em termos reais, pois foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI). Com exceção das séries SELIC, IPCA e SPREAD, que estão no formato de taxa e foram tomadas em seus valores originais, as demais tiveram seus valores transformados em logaritmo.

A adoção do regime de metas de inflação, em julho de 1999, aponta a possibilidade de quebra estrutural nas séries, pois, a partir da mudança de regime, as ações do Banco Central na condução da política monetária seguem outros ditames, diferentes dos observados no regime de câmbio administrado adotado anteriormente. Assim, decidiu-se estimar os modelos VAR em dois períodos: o primeiro é o período total das séries (variáveis), de janeiro de 1996 a dezembro de 2007; e o segundo é o caracterizado como de metas de inflação, de janeiro de 2000 a dezembro de 2007.

Dessa forma, definiu-se pela aplicação de nove modelos VAR para cada período, sendo:

- a) VAR 01: SELIC, PIB e IPCA;
- b) VAR 02: SELIC, PIB, IPCA e TITULOS;
- c) VAR 03: SELIC, PIB, IPCA e CREDITOP;
- d) VAR 04: SELIC, PIB, IPCA e CREDLIVRETOT;
- e) VAR 05: SELIC, PIB, IPCA e CREDLIVREPJ;
- f) VAR 06: SELIC, PIB, IPCA e CREDLIVREPF;
- g) VAR 07: SELIC, PIB, IPCA e SPREAD.

Para dar suporte estatístico à decisão de estimar o VAR em dois períodos distintos, realizou-se o teste de quebra estrutural de Chow, escolhendo como momento da quebra o mês de janeiro de 2000. De acordo com os números apresentados na Tabela 2, verifica-se que há a comprovação de uma quebra estrutural em todos os modelos com 1% de significância, conforme verificado por Roldos (2006) para a economia do Canadá.

Tabela 2 - Teste de quebra estrutural de Chow para janeiro de 2000

Modelos	F-statistic	Probabilidade	Log <i>likelihood ratio</i>	Probabilidade
VAR 01	9,686068	0,000008	27,51677	0,000005
VAR 02	4,723259	0,001339	18,73151	0,000887
VAR 03	14,46146	0,000000	51,03480	0,000000
VAR 04	4,728290	0,001370	18,74133	0,000883
VAR 05	5,380102	0,000492	21,13227	0,000298
VAR 06	5,020694	0,000865	19,81915	0,000542
VAR 07	4,238533	0,002896	16,91759	0,002006

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 4.1.

As variáveis com a periodicidade de janeiro de 2000 a dezembro de 2007 receberam o acréscimo da letra M (metas de inflação) ao seu final, diferenciando os modelos estimados para o primeiro período e para o segundo período.⁴ As variáveis em primeira diferença receberam a letra D no seu início.

Dessa forma, as séries foram submetidas aos testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e de Philips-Perron (PP), para verificar a hipótese de estacionariedade. Percebe-se que todas as variáveis são estacionárias em primeira diferença nos dois períodos. Para o primeiro, apenas IPCA, SELIC e SPREAD são

⁴ Pode haver questionamento quanto a não estimação dos modelos num terceiro período, que tome de 1996 a 1999. A decisão de não estimar esse período é pelo curto espaço de tempo, que não permitiria um número de observações suficientes para a consistência estatística, e também por a ênfase do trabalho estar centrada no comportamento dos mecanismos de transmissão para o período do regime de metas de inflação.

estacionárias em nível (1% de significância) e TITULOS (5% de significância). Para o segundo período, apenas IPCA é estacionária em nível (1%).

A hipótese básica do modelo VAR, segundo Sims (1980), é que séries devem ser estacionárias, mas geralmente as séries macroeconômicas não são. Assim, para decidir a melhor especificação de um modelo desse tipo, deve-se levar em consideração dois aspectos: a perda da eficiência ou a perda da informação. A partir desses problemas, apresentam-se três possibilidades de solução:

- a) a primeira, recomendada por Sims, Stock e Watson (1990), é fazer a estimação com todas as variáveis em nível, mesmo na presença de raiz unitária, justificando que o objetivo da análise através do VAR é determinar as relações existentes entre as variáveis e, não, os parâmetros estimados. Contudo, critica-se essa opção devido à perda de eficiência na estimação (solução adotada neste trabalho);
- b) a segunda alternativa é tornar as séries estacionárias, mas o ganho de eficiência na estimação se dá em detrimento da perda de informações quanto aos relacionamentos a longo prazo entre as séries;
- c) a terceira seria estimar o modelo com o vetor de correção de erro (VEC) quando há evidências concretas de relações de cointegração entre as variáveis. Com essa especificação, se ganha eficiência na estimação sem perder importantes relações a longo prazo.

A aplicação de modelos VAR está presente em diversos trabalhos citados e discutidos nessa tese. Os principais são Christiano, Eichenbaum e Evans (1998), Peersman e Smets (2001), Mojon e Peersman (2001), Angeloni *et al.* (2003), Roldos (2006) e Mohanty e Turner (2008). Esses trabalhos têm uma característica em comum, pois todos realizam a estimação do VAR em nível, conforme defendido por Sims, Stock e Watson (1990). Todos esses textos, bem como o exercício econômico que se propõe neste artigo, visam identificar como as diferentes variáveis reagem a um choque de política monetária. Assim não é fundamental preocupar-se com a estrutura de cointegração que se estabelece entre as variáveis. Por essa razão é que se optou pela estimação do VAR que inclui variáveis de interesse em nível, uma vez que a estimação é consistente e captura a relação de cointegração que existe no sistema.

Após verificar a ordem de integração das variáveis, realizou-se o teste de cointegração de Johansen. A estatística traço apontou a presença de pelo menos um vetor de cointegração em todos os modelos estimados.

O desenvolvimento dos modelos com especificações adequadas passa pela escolha do número de defasagens para realizar as estimações. Para tanto, toma-se como base alguns critérios de informação para tomada de decisão, tais como:

Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quinn (HQ). Para o primeiro período, esses três critérios de informação apontaram uma ou duas defasagens como a mais apropriada para os modelos. Decidiu-se por adotar duas defasagens para cada modelo, conforme apontado nos critérios de informação. Para o segundo período, esses três critérios de informação apontaram unanimemente duas defasagens como a mais apropriada para os modelos. Decidiu-se, assim, por adotar duas defasagens para cada modelo.

De acordo com Stock e Watson (2001), uma vez que as matrizes de coeficientes de um VAR estimado são de difícil interpretação direta, as estimações feitas são comumente sumarizadas por certas funções dessas matrizes. Para isso, as seguintes estatísticas são utilizadas: funções de resposta a impulsos (FRI), decomposição da variância dos erros e teste de causalidade de Granger.

As funções de resposta a impulsos (FRI) podem ser definidas como a derivada parcial de Y_{jt+k} tratadas como função do horizonte k , com respeito a um choque específico no tempo t , mantendo todos os outros choques constantes. Na sua forma conjunta, essas funções ligam o valor corrente do termo do erro aos futuros valores de Y_t , ou, equivalentemente, ligam os valores passados e correntes do termo de erro aos valores correntes de Y_t . Portanto, as FRIs demonstrarão o impacto nas demais variáveis provocado por um choque na taxa Selic. Um aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic provocará uma resposta por parte das variáveis, em cada modelo VAR estimado. No primeiro período, a taxa Selic teve média de 20,7% e desvio padrão de 6,9, sendo a média de 17,5 e o desvio padrão 3,5 no segundo período. Isso demonstra que o choque na taxa Selic no primeiro período (6,9 pontos percentuais) é aproximadamente o dobro do segundo período (3,5 pontos percentuais).

A Decomposição de Variância mede a importância do erro na j^{th} equação na explicação dos movimentos inesperados na i^{th} variável. Quando os erros do VAR são não correlacionados entre as equações, a variância do erro no período h em diante pode ser escrita como a soma dos componentes vindos de cada um desses erros.

O teste de causalidade de Granger examina se os valores defasados da variável, digamos Y_{jt} , ajudam a prever outra variável, digamos Y_{it} , condicional ao uso dos valores defasados de todas as variáveis com exceção de Y_{jt} . O teste de causalidade de Granger é o Teste F da hipótese que valores defasados da j^{th} variável podem ser excluídos da equação i^{th} na forma reduzida do VAR. A rejeição da hipótese indica que tais defasagens são úteis, na margem, na previsão de Y_{it} .

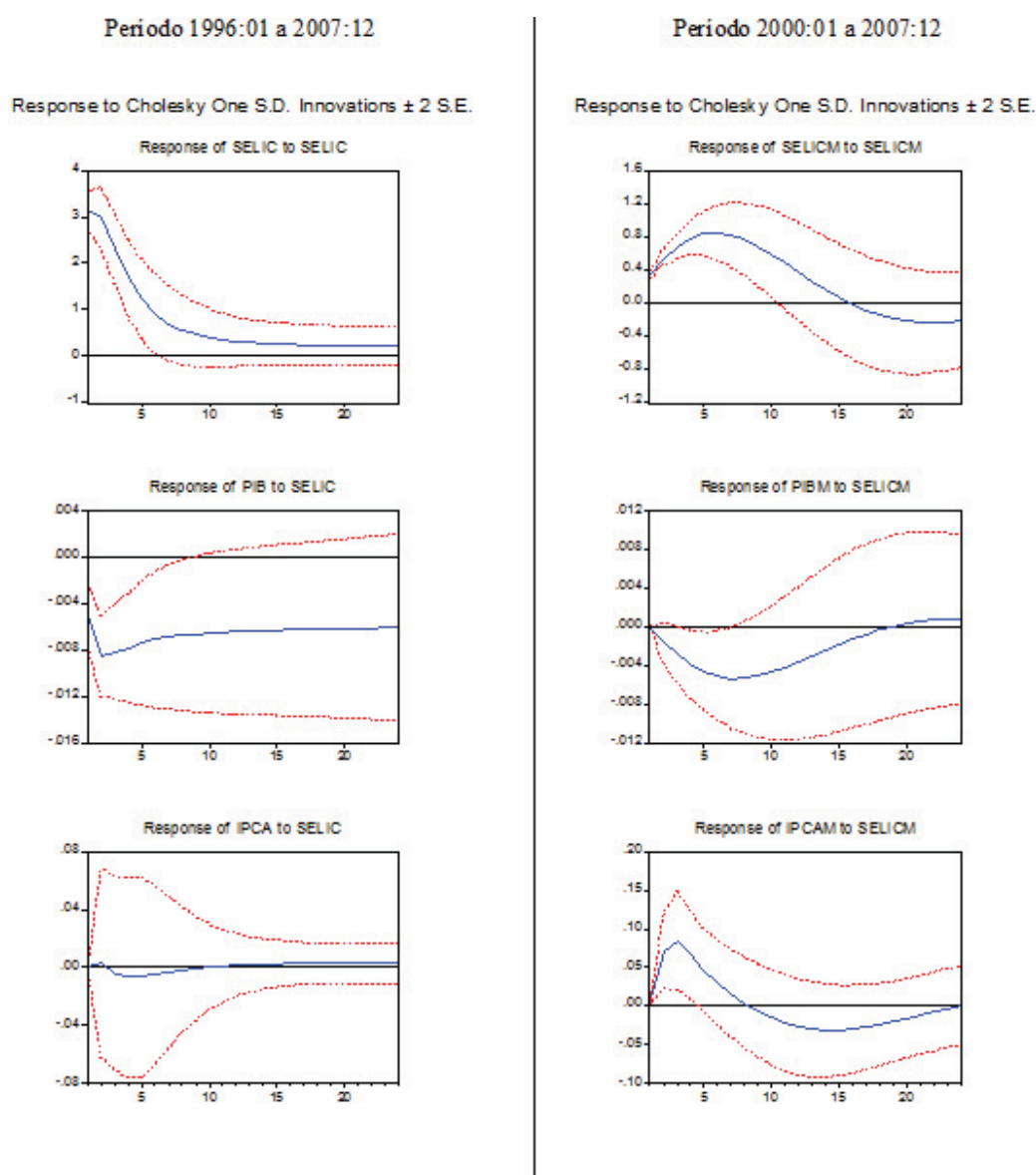
Nesse sentido, a sequência da análise passa pelos resultados expressos pelas funções de resposta a impulso (FRI). Para estimar a FRI para cada modelo VAR, foi necessário realizar o teste de bloco exógeno de Granger (*pairwise Granger causality/block exogeneity wald tests*), para ordenar as variáveis de acordo com o grau de

exogeneidade/endogeneidade. Uma vez definida essa ordem, aplica-se esse ordenamento nas FRI por meio da decomposição de Cholesky. Portanto, cada modelo estimado terá sua ordem específica definida pela própria estimação do VAR, não praticando uma definição *a priori* da ordem das variáveis, o que seria contrário ao próprio objetivo do VAR.

3.2. Resultados e Discussões

O modelo VAR 01, aplicado aos dois períodos, estabelece as FRI visualizadas na Figura 1. Um aperto monetário provoca impactos diferentes sobre a produção e a inflação nos dois períodos analisados, o que pode indicar mudanças provocadas por fatores característicos do regime de metas de inflação.

Figura 1 - Resposta da Selic, PIB e IPCA ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic



Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 4.1.

No primeiro período (lado esquerdo da Figura 1), o efeito sobre o PIB revela uma queda abrupta no primeiro mês e a permanência nesse nível menor durante os 24 meses seguintes, sem previsão de retorno ao nível inicial. O impacto sobre o IPCA é muito pequeno, demonstrando pequena queda nos primeiros meses e o retorno ao nível inicial. Esses resultados sugerem que a política monetária teria efeito sobre o PIB, mas não teria capacidade de alterar a inflação (IPCA), o que indicaria uma relativa ineficácia da política monetária em controlar a inflação. Alguns trabalhos empíricos⁵ apontaram essa característica, estabelecendo que o efeito sobre o PIB ocorra de forma mais rápida e mais intensa do que sobre a inflação.

O lado direito da Figura 1 apresenta o resultado para o período do regime de metas de inflação. Percebe-se que o PIB teve uma queda nos oito primeiros meses, retomando depois uma trajetória de retorno ao nível inicial, que atingiu por volta do décimo nono mês. Esse comportamento do PIB está próximo ao observado nos trabalhos realizados pelos países desenvolvidos e de economia emergente. Percebe-se que a trajetória é mais suave e segue de acordo com a previsão dos mecanismos de transmissão, do que observado no primeiro período. Quanto ao IPCA, verifica-se um efeito *price-puzzle*, com aumento da inflação nos primeiros três meses, tomando depois a trajetória de queda no índice, atingindo o menor nível por volta do 15º mês e retornando ao nível inicial 24 meses após o choque na taxa Selic.

O efeito *price-puzzle* é verificado também em outros países, mas no Brasil pode ser explicado pelo impacto do aumento da taxa de juros sobre a dívida pública e, também, pela permanência da alta de preços por conta dos preços administrados. Contudo, após esse período inicial, a inflação cai suavemente ao longo de vários meses, demonstrando que o efeito está além dos nove meses previstos no modelo de Bogdanski, Tombini e Werlang (2000).

Esse resultado indica que, no Brasil, a adoção do regime de metas de inflação levou a economia para a mesma direção identificada por Mohanty e Turner (2008), para outros países de economia emergente. A estabilidade verificada nesses países e na economia mundial durante a década de 2000, juntamente com a busca e cumprimento de uma meta de inflação, permitiu maior previsibilidade por parte dos agentes e dos bancos centrais. A menor volatilidade aproximou países de economia emergente dos desenvolvidos quanto à condução da política monetária.

Nesse sentido, ao avaliar as FRI para o período de metas de inflação, percebe-se que a política monetária conduzida pelo Banco Central do Brasil vem alcançando eficácia relativamente maior do que se percebe ao tomar o período inteiro. Tanto o PIB, quanto o IPCA, apresentaram queda diante de um aumento na taxa

⁵ Ver Bogdanski, Tombini e Werlang (2000), Matsumoto (2000) e Fernandes e Toro (2002).

básica de juros, demonstrando que não há evidência de bloqueio nos mecanismos de transmissão entre 2000 e 2007.

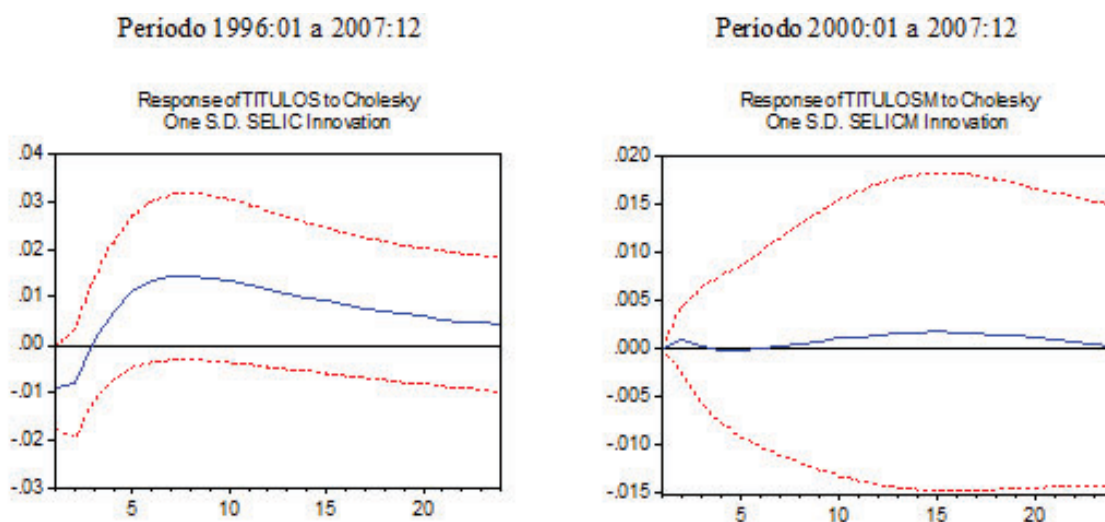
A análise de decomposição da variância confirma que a taxa Selic passou a influenciar mais a variação do IPCA no período de metas de inflação, saindo de um percentual desprezível no primeiro período e atingindo cerca de 10% no segundo período. Outra constatação é que o IPCA passa a influenciar a taxa Selic em 34,6% e o PIB em 9,22% para o período de metas de inflação, configurando a afirmação de uma função de reação do Banco Central.

O teste de causalidade de Granger indica que, para o período de metas de inflação, as variáveis passam a influenciar umas às outras de maneira mais intensa do que no período inteiro, principalmente com a taxa Selic causando o PIB e o IPCA, o que reflete um reforço para o aumento da eficácia da política monetária.

Para aprofundar a análise das transformações dos efeitos da política monetária, torna-se necessário investigar a participação dos bancos nessa transmissão, com a inclusão no VAR de variáveis que permitam analisar o comportamento dos bancos na administração do ativo e passivo de seus balanços. Por meio da inclusão dessas variáveis, deve-se testar se a transmissão da política monetária está sendo realizada pelo canal de empréstimos bancários ou pelo canal da taxa de juros.

Na Figura 2, verifica-se o comportamento dos bancos quanto à aplicação de recursos em títulos públicos, resultado das FRI do modelo VAR 02 estimado para os dois períodos.

Figura 2 - Resposta de títulos ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic



Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 4.1.

No primeiro período (lado esquerdo da Figura 2), a resposta a um aumento na taxa Selic é uma elevação na aplicação em títulos em mais do que 1%, mantendo elevado o patamar ao longo dos 24 meses. Esse resultado sugere a validade da tese de que os bancos brasileiros tomam atitudes conservadoras em momentos de

aperto monetário, conforme discutido anteriormente, aproveitando-se da elevada rentabilidade e liquidez, bem como do risco zero da aplicação em títulos públicos.

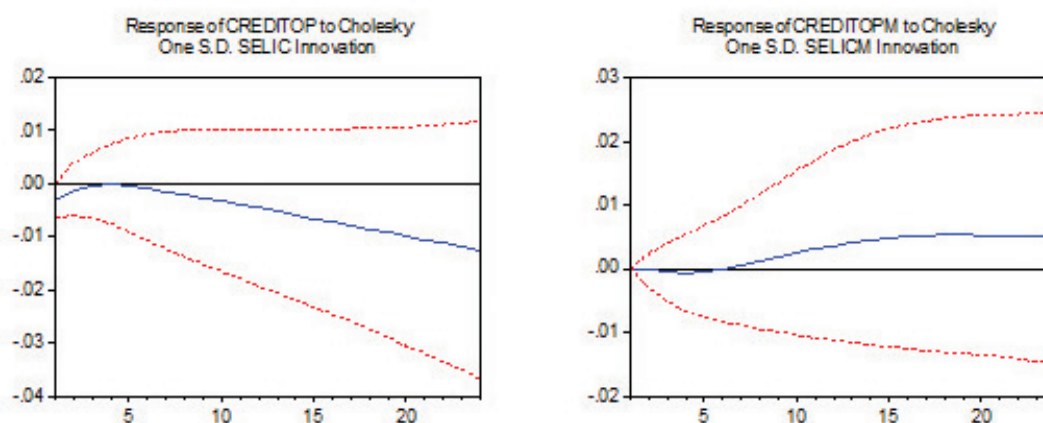
Contudo, ao tomar os dados somente do período de metas de inflação (lado direito da Figura 2), a reação dos bancos frente ao mesmo choque de política monetária é diferente. O aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic não eleva a aplicação dos bancos em títulos, demonstrando uma trajetória de estabilidade nos 24 meses posteriores ao choque. Esse comportamento indica que os bancos têm aplicado os recursos de forma diferente após o regime de metas de inflação, conforme apresentado na seção 2. As características desse período têm levado os bancos a tomarem posições menos conservadoras diante de um aperto monetário, mesmo porque o nível das taxas de juros dos títulos públicos declinou ao longo do período, bem como a composição da dívida pública, com uma parcela maior de títulos pré-fixados, o que não incentiva tanto assim a migração de outras aplicações para os títulos públicos, conforme visto na seção 2.

A decomposição da variância demonstra a perda de influência da taxa Selic sobre os empréstimos dos bancos ao governo, sendo que, para o período inteiro, SELIC determinava 12,2% da variação em TITULOS, diminuindo para 0,2% no regime de metas de inflação, corroborando o que apresentou as FRI. O teste de causalidade de Granger não indica relação de causa importante para a análise.

Portanto, o resultado do período de 2000 a 2007 demonstra que os bancos não aumentam a aplicação em títulos públicos diante de uma elevação da taxa Selic, mudando um comportamento que foi dominante no passado. A análise dos efeitos do choque na taxa Selic sobre as demais variáveis dos balanços dos bancos pode auxiliar na compreensão sobre essa mudança de comportamento.

Na Figura 3, verifica-se o resultado das FRI do modelo VAR 03 estimado para os dois períodos.

Figura 3 - Resposta do crédito privado ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic
 Período 1996:01 a 2007:12 Período 2000:01 a 2007:12



Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 4.1.

No lado esquerdo da Figura 3, percebe-se que o crédito ao setor privado, concedido pelos bancos, diminui gradativamente para o primeiro período após um choque positivo na taxa Selic, o que estaria de acordo com a teoria dos mecanismos de transmissão, pois um aperto monetário levaria os bancos a diminuir a oferta de crédito e a aumentarem a proporção de títulos em seu ativo. Tanto a Figura 2 quanto a Figura 3, em seus lados esquerdo, demonstram que o comportamento dos bancos no primeiro período seguiu esse caminho.

Ao analisar o segundo período (lado direito da Figura 3), depara-se com um comportamento diferente dos bancos. Nos primeiros seis meses após o choque na taxa Selic, a oferta de crédito ao setor privado sofre uma queda quase imperceptível, mas inicia uma trajetória de aumento a partir do sétimo mês, mantendo um patamar elevado (não retornando ao nível inicial) em todo o restante dos 24 meses.

Esse resultado é interessante, pois apresenta os bancos com perfil menos conservador diante de um aperto monetário. O aumento da taxa Selic impulsiona a concessão de crédito ao setor privado, sancionando a demanda crescente. Essa característica do crescimento do crédito ao setor privado é verificada também em outros países emergentes nesse período. (MOHANTY; TURNER, 2008).

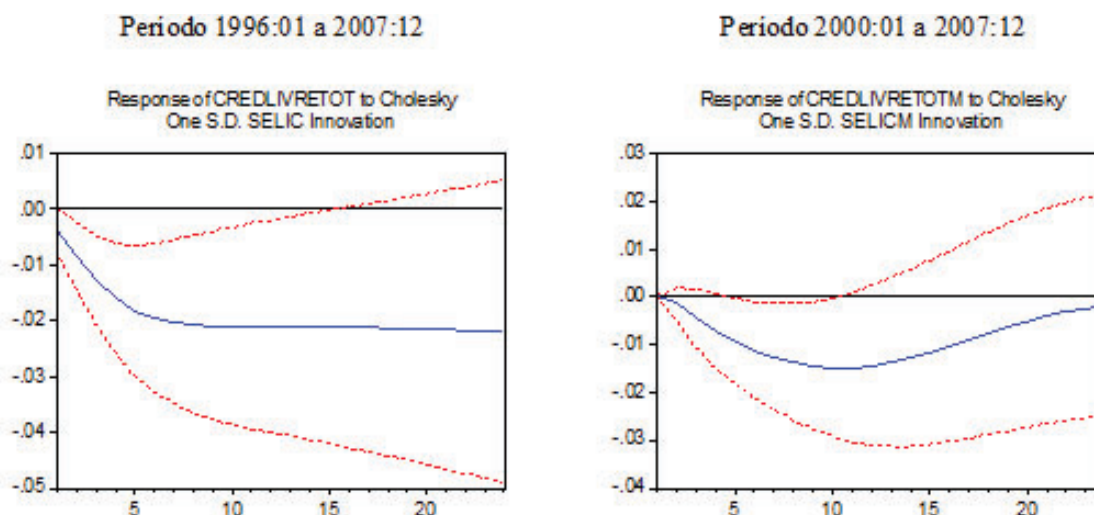
A análise da decomposição da variância permite concluir que a taxa Selic tem pouca influência sobre o crédito dos bancos ao setor privado nos dois períodos. O destaque é que, para o período de metas de inflação, o crédito privado passa a ser importante em determinar a variação da taxa Selic (39%), do PIB (23%) e do IPCA (29%).

O teste de causalidade de Granger apresenta o PIB causando CREDITOP e o CREDITOP causando IPCA, para o período integral. Já para o período de metas de inflação, o CREDITOP causa a SELIC e o IPCA, conforme definido pela decomposição da variância.

Contudo, a variável crédito total ao setor privado concedido pelos bancos é composta pelo crédito livre e pelo crédito direcionado, e este último não tem ligação direta com a taxa Selic, tendo, portanto, um comportamento guiado por outros fatores que não a estrutura a termo da taxa de juros.

Para aprofundar a análise sobre o comportamento dos bancos na concessão de crédito é que se decidiu avaliar o impacto do choque na taxa Selic sobre o crédito livre concedido pelos bancos ao setor privado. Assim, a Figura 4 mostra o resultado das FRI da estimação do modelo VAR 04 nos dois períodos analisados.

Figura 4 - Resposta do crédito livre total ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic



Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 4.1.

Uma elevação na taxa Selic de 1 desvio padrão provoca uma queda de quase 2% na oferta de crédito livre para o primeiro período (lado esquerdo da Figura 4), diminuindo de forma permanente o volume de crédito. Para o período do regime de metas de inflação (lado direito), a queda na oferta de crédito diminui durante os 11 primeiros meses, atingindo mais de 1% de queda, retornando ao nível inicial após 24 meses.

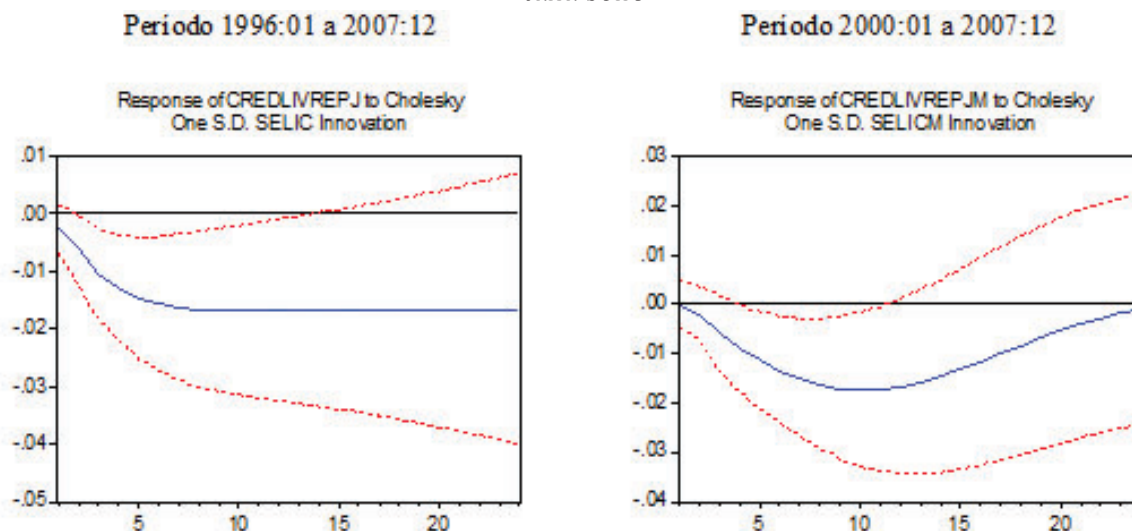
A trajetória do crédito livre, para o período de metas de inflação, é mais suave, configurando-se numa resposta esperada frente ao aperto monetário. Assim, fica indicado que os bancos tendem a diminuir a oferta de crédito livre num montante razoável, mesmo na presença de uma demanda crescente pelo crédito bancário, como tem se observado no Brasil e na maioria dos países de economia emergente durante essa década.

A análise da decomposição da variância revela que a taxa Selic (28,2%) e o PIB (22%) eram responsáveis por mais de metade da variação do crédito livre para o período de 1996 a 2007. Tomando-se o período de metas de inflação, a taxa Selic (10,4%) e o PIB (45,3%) mantiveram a influência sobre o crédito livre, mas o nível de atividade tem participação maior do que a taxa Selic. Ainda para o período de metas de inflação, o crédito livre total é responsável por 27% da variação do IPCA e de 14% da variação da taxa Selic. Esses resultados justificam a resposta do crédito frente ao aperto na política monetária.

O teste de causalidade de Granger confirma os resultados verificados anteriormente, pois o crédito livre total causa a taxa Selic, e esta causa o crédito livre total para o período integral. Para o período de metas de inflação, repete-se o resultado do período integral, acrescentando-se que o PIB causa o crédito livre total, o crédito livre total causa o IPCA e o IPCA causa o crédito livre total.

Para ilustrar o comportamento do crédito livre, optou-se por estimar mais dois modelos VAR, desmembrando o crédito livre em dois componentes: crédito livre pessoa jurídica (modelo VAR 05) e crédito livre pessoa física (modelo VAR 06).

Figura 5 - Resposta do crédito livre pessoa jurídica ao aumento de 1 desvio padrão na taxa selic

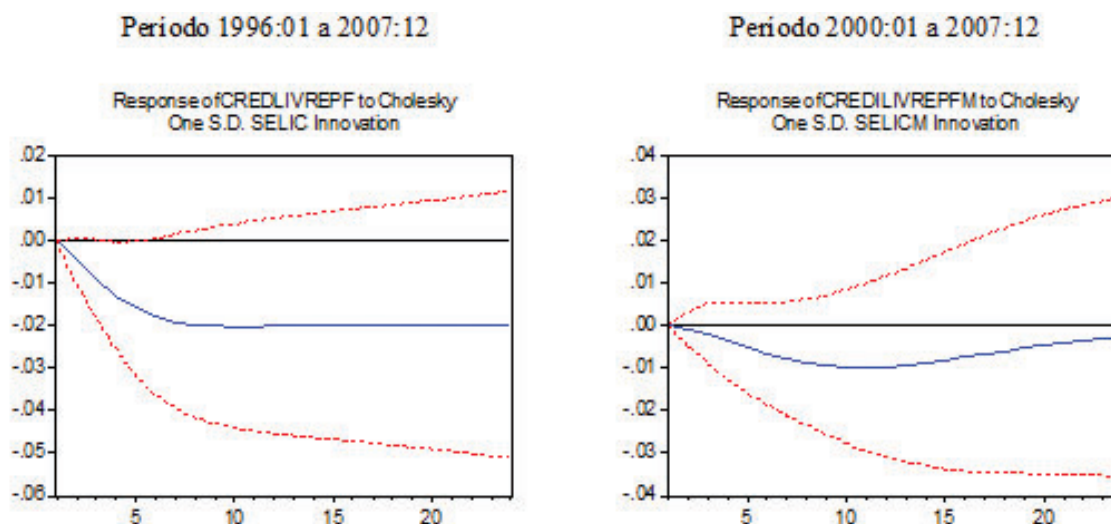


Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 4.1.

Na Figura 5 é possível notar o mesmo comportamento entre o crédito livre total e o crédito livre pessoa jurídica, tanto para o primeiro período (janeiro de 1996 a dezembro de 2007) quanto para o período de metas de inflação (janeiro de 2000 a dezembro de 2007). Contudo, para o regime de metas de inflação, percebe-se que a queda da oferta de crédito livre para as empresas atinge quase 2%, frente ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic. Isso implica que a sensibilidade para essa modalidade de crédito é maior do que a verificada para o crédito livre total.

Na Figura 6, ao avaliar o período de metas de inflação, entende-se a análise expressa no parágrafo anterior, pois o crédito livre para as famílias é menos sensível ao aumento da taxa Selic, tendo uma queda menor que 1%. Dessa forma, explica-se o comportamento do crédito livre total (lado direito da Figura 4), pois o crédito livre pessoa jurídica diminui sensivelmente frente ao aumento da taxa Selic (lado direito da Figura 5) e o crédito livre pessoa física diminui menos (lado direito da Figura 6), fazendo com a queda no crédito livre total seja mais amena.

Figura 6 - Resposta do crédito livre pessoa física ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic



Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 4.1.

A análise da decomposição da variância nos modelos VAR 05 e VAR 06 ratifica a diferença entre a sensibilidade do crédito livre pessoa jurídica e pessoa física frente à taxa Selic. Para o período de metas de inflação, a taxa Selic é responsável por 18,7% da variação do crédito livre pessoa jurídica, enquanto que, para o crédito livre pessoa física, a taxa Selic representa apenas 2,7% da variação, sendo que o PIB é que determina cerca de 60% da variação do crédito livre pessoa física.

O teste de causalidade de Granger confirma os resultados acima, pois a taxa Selic causa o crédito livre pessoa jurídica e o PIB causa o crédito livre pessoa física.

O crédito livre pessoa jurídica está ligado às necessidades de capital de giro das empresas, demonstrando que esse seguimento é bastante sensível a mudanças na taxa Selic. O crédito livre pessoa física está ligado ao financiamento do consumo para as famílias, no qual está incluído o crédito consignado, modalidade que teve um aumento significativo durante o período de metas de inflação, o que explicaria a baixa sensibilidade do crédito livre pessoa física ao aumento na taxa Selic.

Os modelos VAR 02 a VAR 06 trataram de identificar o comportamento do ativo dos bancos frente a um choque positivo na taxa Selic. O resultado das FRIs apresentadas nas figuras permite concluir que houve uma mudança de comportamento dos bancos no período de metas de inflação, comparado com os resultados estimados para o período inteiro.

No período de metas de inflação, a administração dos ativos dos bancos reagiu ao aperto monetário com uma aplicação menor em títulos públicos, o aumento na oferta de crédito ao setor privado, o aumento do crédito direcionado, a queda na oferta de crédito livre, com uma pequena diferença entre o crédito livre para as empresas (mais sensível) e o crédito livre para as famílias (menos sensível).

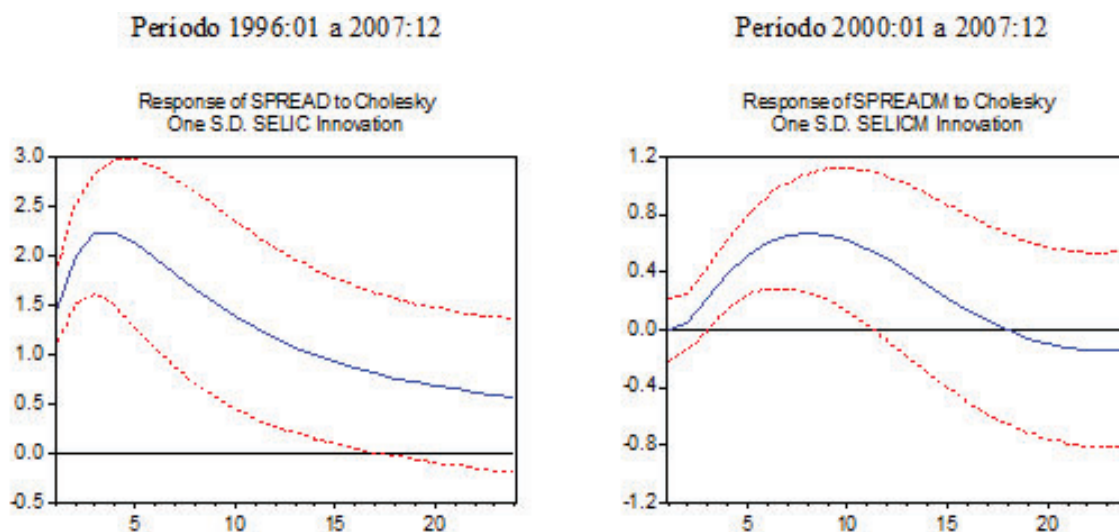
A explicação para esse comportamento pode ser encontrada na discussão da seção 2 deste artigo. A menor aplicação em títulos reflete a maior solidez do sistema bancário, resultado do processo de reestruturação e concentração, em conjunto com a mudança na composição da dívida pública, que tornou os títulos menos atraentes do que antes. A forte expansão do crédito na década de 2000 também explica o resultado sobre as variáveis que medem o crédito.

Contudo, os resultados obtidos dos modelos VAR, para as variáveis do ativo dos bancos, demonstram que para o período de metas de inflação houve um aumento da eficácia da política monetária e os bancos agiram favoravelmente para a transmissão monetária, ou seja, não impediram que a taxa Selic interferisse na produção e nos preços. Percebe-se, assim, que a transmissão pelo canal de empréstimos bancários e o comportamento dos bancos não contribuíram para o bloqueio entre a taxa Selic, a produção e a inflação, como a hipótese levantada nessa tese previa.

Para complementar a análise do papel dos bancos para a transmissão da política monetária e as transformações recentes, parte-se para a avaliação do comportamento do *spread* bancário.

O modelo VAR 07 acrescenta o *spread* bancário na análise, e a Figura 7 contém o resultado das FRIs para os dois períodos.

Figura 7 - Resposta do *spread* bancário ao aumento de 1 desvio padrão na taxa Selic



Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 4.1.

Do lado esquerdo da Figura 7, nota-se que o *spread* tem uma elevação rápida, atingindo o pico (2,2 pontos percentuais) já no segundo mês, a partir de então, passa a cair lentamente, sendo que após 24 meses ainda está cerca de 0,5 ponto percentual acima do valor inicial.

Para o período de metas de inflação (lado direito da Figura 7), o comportamento é diferente. Há um aumento suave após o choque de 1 desvio padrão na taxa Selic, atingindo o máximo de 0,7 ponto percentual no oitavo mês. A partir de então, passa a cair até alcançar o nível inicial no 18º mês, mantendo a queda e estabilizando pouco abaixo do nível inicial. Essa suavidade do período de metas de inflação pode ser explicada pela baixa volatilidade da economia, inclusive no nível de spread bancário. Dessa forma, o choque é muito menor e mais distribuído ao longo do tempo do que se tomado todo o período.

A análise da decomposição da variância indica uma mudança sensível entre os dois períodos para o spread. Para o período integral, a taxa Selic é responsável por 72% da variação do spread, com o PIB detendo 14,8% e o IPCA 0,2%. No período de metas de inflação, a taxa Selic diminui para 23%, o PIB aumenta para 23,3% e o IPCA salta para 40%, o que indica que a taxa Selic deixou de influenciar tanto o spread no período de metas de inflação e o IPCA passou a ser determinante.

O teste de causalidade de Granger aponta para a taxa Selic causando spread, o spread causando o PIB e o PIB causando o spread no período de 1996 a 2007. Para o período de 2000 a 2007, a taxa Selic causa spread, o spread causa o PIB e o IPCA causa spread.

A trajetória do spread frente o aumento na taxa Selic, no período de metas de inflação, pode indicar um aumento maior na taxa de concessão de crédito do que na taxa paga aos depósitos a prazo. Isso permite explicar parte da baixa sensibilidade do nível de depósitos a prazo e também o comportamento do crédito livre. Um aumento do spread diminui a concessão de crédito com recursos livres por parte dos bancos, principalmente para as empresas. O aumento do spread não atinge tanto o crédito para as famílias, principalmente se o crédito for consignado, pois as taxas dessa modalidade são significativamente menores que as demais taxas disponíveis, tornando variações no spread imperceptíveis.

Os resultados da estimação dos modelos VAR demonstram que houve uma mudança não desprezível no comportamento das variáveis tomadas para o período de 1996 a 2007, e para o período de metas de inflação, de 2000 a 2007. Os resultados para o período de metas de inflação seguem o caminho apontado pela análise descritiva presente na segunda seção deste artigo.

4 Considerações Finais

Este artigo teve por objetivo analisar como os mecanismos de transmissão da política monetária reagiram às transformações ocorridas na economia brasileira após o processo de estabilização econômica, especialmente para o período compreendido entre janeiro de 1996 e dezembro de 2007.

O artigo apresenta dois pontos para o debate da política monetária e sua eficiência no Brasil. A primeira, a partir da análise empírica realizada, sugere que existe, tal como teoricamente esperado, diferenças substantivas no comportamento e na eficiência da política monetária para o período posterior à implantação do regime de metas de inflação em relação ao período de câmbio fixo com bandas. Os resultados da estimação dos modelos VAR indicam que há uma mudança não desprezível no comportamento das variáveis nos modelos estimados para o período inteiro e o de metas de inflação.

O segundo ponto que este artigo destaca é que a política monetária ganhou eficácia para determinar variações no produto e na inflação, indicando a inexistência de obstruções ao funcionamento do canal de transmissão de empréstimos bancários. Esse é um elemento importante, pois torna os resultados de Pastore (2006) restritos ao período analisado e não observáveis para um período mais amplo e recente. O canal de empréstimos bancários parece funcionar como estabelecido pela teoria, já que não há racionamento de crédito, mas sim uma reação convencional, com aumento do spread e queda do crédito frente um aperto monetário.

Em grande medida, essas mudanças, tal como observado ao longo do texto, decorreram das transformações verificadas na economia brasileira, sobretudo no período de 2004 a 2007. Em particular, as mudanças ocorridas em relação ao comportamento da dívida pública, em que se destaca a redução da participação dos títulos pós-fixados no seu total, parece ter contribuído para ampliar a eficiência da política monetária no Brasil.

Contudo, este artigo indica que as transformações por que passa a economia brasileira contribuem para que os canais de transmissão da política monetária atuem próximo ao que define a teoria, aproximando os resultados dos estudos realizados sobre o Brasil aos realizados sobre as economias dos países desenvolvidos. Cabe destacar que ainda há um caminho não desprezível a seguir na construção dos canais de transmissão e na eficácia da política monetária no Brasil, o que permite a continuidade de pesquisas que acompanhem essa transformação.

Referências

- ANGELONI, I. et al. *The output composition puzzle: a difference in the monetary transmission mechanism in the Euro Area and U.S.* Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2003. (NBER Working Paper, 9995).
- BACHA, E. L.; OLIVEIRA FILHO, L. C. *Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação, alongamento.* Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, 2006.
- BARROS, J. R. M.; ALMEIDA JUNIOR, M. F. *Análise do ajuste do sistema financeiro no Brasil.* Brasília, DF: Ministério da Fazenda, maio 1997. Mimeo.
- BERNANKE, B.; BLINDER, A. Credit, money and aggregate demand. *American Economic Review*, v. 78, p. 435-439, 1988.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. C. *Implementing inflation target in Brazil*. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, jul. 2000. (Working Paper Series, n. 1).

CECCHETTI, S. G. Legal structure, financial structure, and the monetary policy transmission mechanism. *Economic Policy Review*, v. 5, n. 2, p. 9-28, 1999.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUN, M.; EVANS, C. L. *Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?* Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1998. (NBER Working Paper, 6400).

COSTA, F. N. Contra-acionamento de crédito: do raro e caro ao farto e barato. In: MENDONÇA, A. R. R.; ANDRADE, R. P. (Org.). *Regulação bancária e dinâmica financeira: evolução e perspectivas a partir dos acordos da Basiléia*. Campinas, SP: Unicamp. IE, 2006. p. 445-476.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. *Estimation and inference in econometrics*. New York, Oxford: Oxford University Press, 1993.

FERNANDES, M.; TORO, J. O. *Mecanismo monetário de transmissão na economia brasileira pós-Plano Real*. Rio de Janeiro: FGV, 2002. (Série Ensaios Econômicos da EPGE, n. 443).

FERREIRA, C. K. L.; ROBOTTON FILHO, M.; DUPITA, A. B. *Política monetária e alongamento da dívida pública: uma proposta para discussão*. São Paulo: PUCSP, 2004 (Texto para Discussão, 09/2004).

GARCIA, M. G. P.; SALOMÃO, J. Alongamento dos títulos de renda fixa no Brasil. In: BACHA, E. L.; OLIVEIRA FILHO, L. C. *Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação, alongamento*. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, 2006.

GRAMINHO, F. M.; BONOMO, M. A. O canal de empréstimos bancários no Brasil: uma evidência microeconômica. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 30., 2002, Friburgo, RJ. *Anais...* Friburgo, RJ: Anpec, 2002.

MATSUMOTO, K. *Efeitos reais da transmissão de política monetária: comparação empírica entre Brasil e Argentina*. 2000. Dissertação (Mestrado em Economia) - Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2000.

MISHKIN, F. S. *Can inflation targeting work emerging market countries?* Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2004. (NBER Working Paper, 10646).

_____. Symposium on the monetary transmission mechanism. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, 1995.

MOHANTY, M. S.; TURNER, P. Monetary policy transmission in emerging market economies: what is new? In: BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS - BIS. *The transmission for monetary policy in emerging market economies*. Basle, jan. 2008. (BIS Papers, n. 35).

MOJON, B.; PEERSMAN, G. *A VAR description of the effects of monetary policy in the individual countries of the Euro Area*. Frankfurt: European Central Bank, 2001. (Working Paper Series, 92).

NOVAES, A. Tributação, alongamento da dívida pública e as Letras Financeiras do Tesouro. In: BACHA, E. L.; OLIVEIRA FILHO, L. C. *Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação, alongamento*. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, 2006.

PASTORE, A. C. As Letras Financeiras do Tesouro e a eficácia da política monetária. In: BACHA, E. L.; OLIVEIRA FILHO, L. C. *Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação, alongamento*. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, 2006.

PEERSMAN, G.; SMETS, F. *The monetary transmission mechanism in the Euro Area: more evidence from VAR analysis*. Frankfurt: European Central Bank, 2001. (Working Paper Series, 91).

ROLDOS, J. *Disintermediation and monetary transmission in Canada*. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 2006. (Working Paper Series, WP/06/84).

SIMS, C. A. Macroeconomics as reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1-48, 1980.

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1990.

STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Vector autoregressions. *Journal do Economic Perspectives*, v. 15, n. 4, p. 101-115, 2001.

TAKEDA, T.; ROCHA, F.; NAKANE, M. I. The reaction of bank lending to monetary policy in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59 (1), p. 107-126, 2005.

VASCONCELOS, M. R.; STRACHMAN, E. *Reestruturação recente do setor bancário*. Brasília, DF: Ipea, fev. 2002. Mimeo.

Recebido em: 29/07/2011.

Aceito em: 12/05/2013.