

IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE OS DEPÓSITOS E CRÉDITO BANCÁRIO NOS PRINCIPAIS MUNICÍPIOS DO PARANÁ ANTERIOR À CRISE DE 2008

Marcos Wagner da Fonseca¹
Marcielle Lorenzi Medeiros²
Gustavo Abib³

RESUMO: Este artigo analisa empiricamente os impactos diferenciados da política monetária sobre depósitos e crédito bancário nos principais municípios do Paraná. Utiliza-se de Econometria de Séries Temporais, especialmente o método de Vetores Auto-regressivos (VAR). Nos resultados obtidos pelas funções de resposta a impulso (FRI), percebe-se que Curitiba recebeu maior impacto da elevação na taxa Selic, tanto nos depósitos, quanto nas operações de crédito. Isto indica maior sensibilidade das operações bancárias a variações na taxa de juros do que no Brasil, Paraná e demais municípios analisados. Em linhas gerais, espera-se que uma política monetária restritiva diminua a atividade econômica com mais intensidade em Curitiba, do que nos demais municípios analisados. Na situação oposta encontra-se Ponta Grossa, que observou impacto pequeno sobre os depósitos e efeito oposto sobre as operações de crédito. Isto caracteriza o município como pouco sensível e com efeitos opostos a mudanças na política monetária. Os demais municípios, Cascavel, Londrina, Foz do Iguaçu e Maringá apresentaram impacto intermediário entre os extremos.

PALAVRAS-CHAVE: Canal do crédito, Canal da taxa de juros, Impactos diferenciados, Política monetária, Paraná.

IMPACT OF MONETARY POLICY ON DEPOSITS AND BANK CREDIT IN MAJOR PARANÁ CITIES PRECEDING THE CRISIS OF 2008

ABSTRACT: This paper examines empirically the differentiated impacts of monetary policy on deposits and bank credit in the main cities of Parana. Use is made of Econometrics Time Series, especially the method of Vector Auto-regressive (VAR). In the results of the impulse response functions (FRI), we find that Curitiba has received most impact of the increase in the Selic rate in both deposits and in its credit operations. This indicates the higher sensitivity of bank operations in interest rate changes than in Brazil, Paraná and other cities examined. Broadly speaking, it is expected that a restrictive monetary policy reduces the economic activity with more intensity in Curitiba, than in other cities examined. In the opposite situation is Ponta Grossa, who observed little impact on deposits and opposite effect on the credit operations. This characterizes the city as unresponsive and with opposite effects to changes in monetary policy. The other municipalities, Cascavel, Londrina, Foz do Iguacu and Maringá had an intermediary impact between the extremes.

KEYWORDS: credit channel, interest rate channel, differentiated impacts, monetary policy, Paraná.

¹ Universidade Federal do Paraná – UFPR, Professor da Universidade Federal do Paraná, Departamento de Administração Geral e Aplicada. E-mail: mwfonseca@ufpr.br

² Unioeste, Economista formada pelo Curso de Ciências Econômicas, UNIOESTE – Campus de Cascavel/PR. E-mail: marcilovely@hotmail.com

³ Universidade Federal do Paraná – UFPR, Professor da Universidade Federal do Paraná, Departamento de Administração Geral e Aplicada. E-mail: gustavo.abib@gmail.com

1 INTRODUÇÃO

O processo de crescimento econômico de um determinado país não acontece de maneira uniforme entre suas diferentes regiões. Obviamente, tal processo poderá ser tanto mais desigual em termos regionais quanto mais distintas economicamente for de início as regiões que compõem o país em questão. Afinal, segundo Myrdal (1968), o processo de crescimento apresenta estímulo em determinado seguimento, como a indústria, que, obrigatoriamente, deverá estar localizada em certa região específica. Isto provocaria estímulos positivos nesta região e, ao mesmo tempo, estímulo negativo nas demais regiões, o que, é provável, culminaria em um processo divergente de crescimento. Nesse sentido, políticas macroeconômicas (fiscal, monetária e cambial), aplicadas supostamente de maneira horizontal e uniforme em todo país, não tenderiam a eliminar os desequilíbrios regionais existentes, podendo antes agravá-los. Diante disso, surge a necessidade de ações governamentais específicas para abrandar, ou mesmo reverter, os desequilíbrios regionais que possam surgir durante o processo de crescimento econômico nacional.

Os problemas de diagnóstico e de formulações de ações para a superação das desigualdades regionais fizeram surgir uma área específica de estudos em economia, que é a de Economia Regional. No Brasil, devido suas dimensões continentais e suas históricas desigualdades regionais, são muitos os acadêmicos que se dedicam ao estudo de temas ligado a tal área. A contribuição destes profissionais tem sido de grande relevância para a tomada de decisões: a) do poder público, quando este busca criar políticas compensatórias para atrair investimentos, para as áreas de menor atividade econômica; e b) da iniciativa privada, quando esta, através da lógica de acumulação capitalista, busca aproveitar as políticas de incentivos e instalar-se nestas áreas, maximizando seu lucro, de forma a contribuir para amenizar as desigualdades.

Contudo, a Economia Regional, na busca de estudar e propor mecanismos endógenos para o desenvolvimento de determinada região, acabou deixando de considerar questões de elevada relevância para a prática do planejamento regional. Segundo Boisier (1989), comumente observa-se nos estudos de Economia Regional o pressuposto implícito de que as políticas macroeconômicas e setoriais podem ser consideradas neutras, pois seriam uniformes os impactos das mesmas nas diferentes regiões. Porém, como ressalta esse autor, as políticas macroeconômicas podem atuar como um fator coadjuvante ao desenvolvimento regional, mas, em outros casos, são passíveis de provocar um efeito contraproducente capaz até anular o efeito positivo da alocação de recursos.

É partindo dessa observação de Boisier (1989) que o presente artigo visa contribuir com as atividades de planejamento regional, ressaltando a necessidade de se atentar para os potenciais efeitos distintos em termos regionais que pode ter a política monetária. Assim, neste artigo, busca-se empreender uma discussão sobre os possíveis impactos diferenciados da política monetária sobre

os depósitos e crédito bancário nas principais cidades do Paraná, comparando com os impactos verificados no Brasil.

Sendo assim, a próxima seção apresenta uma revisão da literatura sobre o tema; na terceira seção realiza-se uma aplicação econométrica de séries temporais e na quarta seção conclui-se sobre os resultados obtidos.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 Política Monetária e Economia Regional

O crescimento de um país não ocorre da mesma forma em suas regiões, pelo contrário, pode manifestar-se em diferentes intensidades e tempo. Perroux (1967) preocupava-se com esta questão; segundo ele "o crescimento não surge em toda a parte ao mesmo tempo, manifesta-se com intensidades variáveis, em pontos ou pólos de crescimento; propaga-se segundo vias diferentes e com efeitos finais variáveis, no conjunto da economia" (PERROUX, 1967, p.100). Também Hirschman (1960) desenvolveu sua teoria sobre diferenciação no crescimento. Nesse sentido, "um país possui diferenciados pólos de desenvolvimento e estes comunicam entre si diferentemente, e ainda, o progresso econômico não se manifesta em toda parte ao mesmo tempo" (HIRSCHMAN, 1960, p. 275).

Myrdal (1968) também se preocupava com a questão, para o autor, o desenvolvimento de uma região pode provocar subdesenvolvimento de outras regiões próximas, ou seja, o crescimento de uma região pode provocar desequilíbrio nas demais regiões de um mesmo país.

Essas questões pertencem a uma área de estudos em economia; a Economia Regional. O avanço nesta área específica tem grande importância para a tomada de decisões do poder público ao criar políticas compensatórias e amenizar o crescimento diferenciado das regiões e da iniciativa privada, que aproveita essas políticas criadas pelo governo e instalam-se em áreas com menor desenvolvimento, diminuindo assim as desigualdades (FONSECA, 2003).

Na medida em que a Economia Regional busca soluções e políticas para a diminuição das desigualdades entre regiões, deixa-se de lado uma importante questão, que é a não neutralidade das políticas macroeconômicas, ou seja, os impactos dessas não são uniformes nas regiões. Boisier (1989) deixa isso claro em seu trabalho:

(...) as políticas econômicas de natureza global e de natureza setorial não são, em geral, neutras; ao contrário, têm efeitos indiretos de sinal e magnitude diversas nas diferentes regiões. (...) Nessa circunstância, os planejadores regionais deverão ser incorporados às equipes dos que decidem a política econômica e estes deverão estar cientes dos efeitos regionais indiretos das suas propostas (BOISIER, 1989, p. 596).

O autor conclui que devido a não neutralidade das políticas macroeconômicas é necessário "avaliar cuidadosamente o impacto geral, de pelo menos, algumas das políticas macroeconômicas setoriais de maior significação" (BOISIER, 1989, p. 613).

A política econômica consiste no conjunto de ações governamentais que são feitas para atingir determinadas finalidades relacionadas com a situação econômica de um país, uma região ou um conjunto de países. Estas ações são executadas pelas autoridades, como o governo e o Banco Central e suas finalidades podem ser reguladora, estabilizadora, distributiva e provedora de bens e serviços. As políticas econômicas basicamente são: Política Fiscal, Monetária e Cambial.

A política monetária, que é objeto central de análise neste trabalho, consiste no controle da oferta monetária pelo Banco Central. Ao determinar-se a quantidade de moeda, tem-se a formação da taxa de juros. Essa política também pode ser expansionista (aumento de moeda) ou restritiva (diminuição de moeda) conforme a necessidade do governo (CLETO e DEZORDI, 2002).

Um assunto bastante discutido entre economistas é que a política monetária deve centrar-se na obtenção e manutenção da estabilidade de preços. Dessa forma o Banco Central deve tomar decisões que se antecipem às pressões inflacionárias; para isso persegue as metas de inflação, determinadas pelo Conselho Monetário Nacional, como estratégia para a política monetária. O regime de metas de inflação foi adotado pelo Brasil em 1999, pouco após a adoção do regime cambial flutuante em substituição do regime de câmbio controlado, o qual foi utilizado como âncora nominal desde a implantação do Plano Real em 1994 (PIZA, 2006).

A meta de inflação é um intervalo em que a taxa de inflação pode variar, podendo o Banco Central intervir na economia para que isso ocorra, ou quando a última aproximar-se do piso ou do teto desse intervalo. A mudança para um novo regime partiu da discussão acerca do tema de que a política monetária deve ser conduzida de forma a alcançar a estabilidade de preços; e foi isso que o Banco Central quis transparecer em suas atitudes.

2.2 Mecanismos de Transmissão da Política Monetária

Os mecanismos de transmissão da política monetária são conhecidos na literatura por: canal da taxa de juros, canal da taxa de câmbio, canal de preços de ativos e canal do crédito; este último pode ser subdividido em canal de empréstimos bancários e canal do balanço patrimonial (MISHKIN, 1995). De acordo com o autor, o canal da taxa de juros é o mecanismo de transmissão mais simples e é uma visão tradicional Keynesiana. Considerando-se uma expansão monetária (aumento de M), as taxas de juros reais diminuem, estimulando assim os investimentos, que proporcionam aumento tanto no produto quanto na renda. Por investimento, entende-se não apenas os de empresas, mas também o consumo de bens duráveis dos indivíduos.

Com a globalização e a variação existente na taxa de câmbio é dada uma atenção maior para o impacto das políticas monetárias, por meio das taxas de câmbio, que por sua vez afetam as exportações líquidas e o produto (MISHKIN, 1995). O canal da taxa de câmbio também é afetado pela taxa de juros, pois quando as taxas de juros reais caem, os depósitos em moeda doméstica ficam menos atrativos em relação aos depósitos em moeda estrangeira. Sendo assim, ocorre uma fuga de capitais, desvalorizando a moeda nacional, dando impulso às exportações e aumentando, por conseguinte, o produto agregado. Assim, considerando uma política monetária expansionista, aumenta-se a quantidade de moeda, diminui a taxa de juro real, ocorre a desvalorização da moeda nacional beneficiando as exportações líquidas e, por fim, aumentando o produto e a renda.

O canal de preços de ativos pode ser dividido em “teoria q de Tobin” e efeito riqueza. Segundo Mishkin (1995), o q de Tobin é a razão entre o valor de mercado das firmas e o custo de substituição do capital. Se q é alto, significa que as ações dessa firma estão valorizadas e o investimento é compensatório, caso contrário o investimento não é realizado. Neste mecanismo a transmissão funciona da seguinte maneira: a oferta monetária sofre um aumento e os indivíduos percebem que possuem excedente; um dos lugares que o público investe é o mercado de ações, de modo que uma procura maior por ações eleva seus preços; com os preços das ações mais altos, eleva-se também o q de Tobin e, portanto, o investimento ocasionando, por conseqüência, a elevação do produto agregado. Já o efeito riqueza leva em consideração o balanço patrimonial do indivíduo, que pode afetar suas ações com gastos. Um componente importante do balanço é a riqueza financeira, cujo componente relevante são as ações. Quando o preço das ações sobe, a riqueza do indivíduo se eleva, aumentando sua propensão a consumir. Semelhante ao mecanismo q de Tobin, ao aumentar-se a quantidade de moeda, aumenta-se o preço das ações, aumenta-se a riqueza do consumidor e por sua vez, o seu consumo, elevando o produto e a renda agregada.

O canal do crédito surge, de acordo com Mishkin (1995), devido à insatisfação de verificar os impactos da política monetária apenas por meio do canal da taxa de juros. Este mecanismo age por meio da identificação da existência de informação assimétrica⁴ nos mercados financeiros. Dentro do canal do crédito existe o mecanismo via balanço patrimonial, e este surge através dos problemas como seleção adversa⁵ e risco moral⁶. Neste mecanismo a política monetária afeta o

⁴ Informação assimétrica é a desigualdade existente nos mercados financeiros, nos quais uma parte não sabe o suficiente sobre a outra parte para tomar decisões precisas. (MISHKIN, 2000).

⁵ Seleção adversa é o problema criado pela informação assimétrica antes que a transação ocorra. No mercado financeiro ocorre quando os tomadores potenciais, que são os mais prováveis de produzir um resultado indesejável (adverso), são aqueles que mais ativamente buscam um empréstimo e, portanto, são os mais prováveis de serem selecionados. Neste caso, os emprestadores decidem por não conceder o crédito, mesmo que os tomadores estejam dispostos a pagar pelo risco. (MISHKIN, 2000).

⁶ Risco moral é o problema criado pela informação assimétrica depois que ocorre a transação. O risco moral nos mercados financeiros é o risco de que o tomador se comprometa com atividades que sejam indesejáveis (imorais) do ponto de vista do emprestador, porque elas diminuem a probabilidade de que o empréstimo seja pago. Sendo assim, os emprestadores podem decidir que o melhor é não conceder o empréstimo. (MISHKIN, 2000).

balanço das firmas da seguinte forma: levando-se em conta uma política monetária expansionista, com o aumento da moeda, aumenta-se o preço das ações, elevando o valor líquido das empresas, possibilitando que os gastos com investimentos sejam maiores por causa da diminuição dos problemas de seleção adversa e risco moral aumentando, conseqüentemente, a renda e o produto.

O canal do crédito também possui o mecanismo de transmissão via empréstimos bancários. Este mecanismo age devido à função dos bancos de intermediários financeiros, e acontece da seguinte maneira: considerando uma política monetária expansionista, o aumento de moeda faz com que os depósitos bancários aumentem, possibilitando a elevação dos empréstimos bancários; como muitos indivíduos dependem desses empréstimos para efetuar seus investimentos (ou mesmo seu consumo), estes realmente serão realizados, aumentando o produto e a renda. Este canal é de grande importância para as pequenas empresas pelo fato destas não conseguirem acesso ao mercado de ações e títulos com tanta facilidade quanto as empresas maiores. Desse modo, os investimentos das pequenas empresas ficam dependentes dos empréstimos bancários (MISHKIN, 1995).

Outra análise importante sobre o canal de empréstimos bancários é que o volume de empréstimos é função do porte dos bancos. Com isso, os pequenos e médios bancos possuem maior dificuldade quando a política monetária for restritiva, pois seu volume de empréstimos baixará mais do que dos bancos de maior porte, já que estes têm maior acesso aos mercados financeiros internacionais e podem continuar ofertando o mesmo nível de empréstimos (FONSECA, 2003).

3 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Para a realização da análise empírica do trabalho, utiliza-se a Econometria de Séries Temporais, especialmente o método de Vetores Auto-regressivos (VAR). Segundo Stock e Watson (2001), nesta metodologia, cada equação definida é uma regressão por MQO de determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis do modelo. Algumas vantagens desta abordagem é a falta de exigência em estipular quais variáveis são endógenas e quais são exógenas (sendo todas reconhecidas como endógenas) e também a falta de imposições de fortes restrições.

Assim, define-se um Vetor Auto-regressivo padrão por:

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

Onde:

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

A_0 é um vetor (n x 1) de constantes;

A_i , com $i = 0, 1, \dots, p$, 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, $v_t \sim i.i.d.(0, \Omega)$, em que Ω é uma matriz $(n \times n)$ de variância-covariância dos erros.

Cada modelo VAR será especificado adiante, e o vetor de variáveis utilizados na estimativa será composto das séries econômicas a seguir:

1. **SELIC**: Taxa de juros Selic do Banco Central (definida como a série 4189: taxa de juros Selic acumulada no mês, anualizada - BACEN);
2. **IPCA**: Índice Nacional de Preços ao Consumidor-Amplio (definida como a série 433: Índice nacional de preços ao consumidor-amplio (IPCA) - Variação % Mensal - BACEN);
3. **CRÉDITO**: Total de operações de crédito dos bancos (retirado do Sisbacen – Banco Central do Brasil). Sendo, CREDBR – Brasil; CREDPR – Paraná; CREDCTBA – Curitiba; CREDCAS – Cascavel; CREDFI – Foz do Iguaçu; CREDLON – Londrina; CREDMAR – Maringá; CREDPG – Ponta Grossa.
4. **DEPÓSITO**: Total de depósitos dos bancos (retirado do Sisbacen – Banco Central do Brasil). Sendo, DEPBR – Brasil; DEPPR – Paraná; DEPCTBA – Curitiba; DEPCAS – Cascavel; DEPMAR – Maringá; DEPLON – Londrina; DEPPG – Ponta Grossa.

Todas as séries possuem periodicidade mensal e são de janeiro de 2000 a dezembro de 2007. As séries de depósitos e crédito abrangem os seguintes municípios paranaenses: Curitiba, Cascavel, Foz do Iguaçu, Londrina, Maringá e Ponta Grossa. Além dos municípios, tomaram-se também os dados do Brasil e do Paraná para efeito comparativo. A escolha destes municípios deveu-se à importância dos mesmos como pólos regionais no estado do Paraná.

As variáveis de depósitos e crédito foram deflacionadas pelo Índice Geral de Preços Disponibilidade Interna (IGP-DI) para ter seus valores reais e foram transformadas em *log* para obter os valores de elasticidades nas estimativas. A seguir, as séries foram submetidas ao teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller* Aumentado (ADF), para verificar a estacionariedade⁷ das variáveis. Percebeu-se que todas as variáveis são estacionárias em primeira diferença com 1% de significância.

⁷ Quando uma variável leva um choque e volta ao seu nível normal no longo prazo a chamamos de estacionária.
Recebido em: 01/11/2012
Aprovado em: 01/12/2012

Uma das hipóteses básicas do modelo VAR, de acordo com Sims (1980), é que as séries devem ser estacionárias e isso normalmente não ocorre nas séries macroeconômicas, mas existem diversos trabalhos na literatura que estimam o VAR com as variáveis em nível, com base nas recomendações de Sims, Stock e Watson (1990). Estes defendem que não é relevante levar em consideração a estrutura de co-integração existente entre as variáveis; devido a isto se optou neste trabalho pela estimação do VAR em nível.

Dessa maneira, foram definidos dez modelos VAR, sendo:

VAR 01: SELIC, IPCA, DEPBR, CREDBR;

VAR 02: SELIC, IPCA, DEPPR, CREDPR;

VAR 03: SELIC, IPCA, DEPCTBA, CREDCTBA;

VAR 04: SELIC, IPCA, DEPCAS, CREDCAS;

VAR 05: SELIC, IPCA, DEPFI, CREDFI;

VAR 06: SELIC, IPCA, DEPLON, CREDLON;

VAR 07: SELIC, IPCA, DEPMAR, CREDMAR;

VAR 08: SELIC, IPCA, DEPPG, CREDPG.

Definidos os modelos VAR, aplicou-se o teste de co-integração de Johansen para verificar a existência de vetores co-integrantes, pois esta é uma exigência do modelo. Os testes apresentaram pelo menos um vetor co-integrante nos modelos estimados.

Para a realização das estimações é necessário escolher adequadamente o número de defasagens; para isso, tomando como base o critério de *Schwarz* (SC), optou-se por duas defasagens. Além de *Schwarz*, outros critérios também apontaram duas defasagens para uma melhor estimativa, a saber: *Hannan-Quinn* (HQ), *Akaike* (AIC).

Segundo Stock e Watson (2001), as matrizes de coeficientes de um VAR estimado são de difícil interpretação direta e, por isso, faz-se necessário a aplicação das seguintes estatísticas: Funções de Resposta a Impulso (FRI)⁸ e Decomposição da Variância dos Erros de Previsão⁹, para que se tenha uma avaliação mais adequada dos resultados obtidos.

⁸ As 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 . (STOCK e WATSON, 2001)

⁹ A Decomposição de Variância mede a importância do erro na j equação na explicação dos movimentos inesperados na i variável. Quando os erros do VAR são não correlacionados entre as equações, a variância do erro de previsão no período 'h' em diante pode ser escrita como a soma dos componentes vindos de cada um destes erros. O Teste de Causalidade de Granger examina se os valores defasados da variável, digamos Y_{jt} , ajudam a prever outra variável,

Para a aplicação das FRI é necessário estabelecer a ordem de exogeneidade das variáveis, da mais endógena para a mais exógena, ou seja, qual é a variável que mais influencia as demais (endógena) e a que menos influencia (exógena)¹⁰.

Depois de determinada a ordem de exogeneidade, aplica-se este ordenamento nas FRI por meio da decomposição de *Cholesky*, assim, cada modelo estimado terá sua ordem específica, definida pela própria estimação do VAR.

Neste trabalho, as FRI demonstrarão o impacto nas demais variáveis provocado por um choque de 1% na taxa Selic. Uma política monetária restritiva (aumento dos juros) provocou queda nos depósitos bancários em todos os municípios analisados, houve queda também no Brasil e no Paraná, como se pode observar na Tabela 1¹¹.

Tabela 1 - Variação nos Depósitos Bancários referente ao aumento de 1% na Selic (em %).

Mês	DEPBR	DEPPR	DEPCTBA	DEPCAS	DEPFI	DEPLON	DEPMAR	DEPPG
1	-0,1947	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	-0,1677	0,1497	0,2742	-0,1138	-0,1869	-0,1901	-0,1230	0,0454
3	-0,2135	-0,0912	-0,0554	-0,3118	-0,2956	-0,3999	-0,2464	-0,00127
4	-0,3439	-0,2423	-0,3019	-0,4909	-0,3697	-0,5889	-0,3590	-0,0677
5	-0,4191	-0,3435	-0,4816	-0,6345	-0,3862	-0,7165	-0,4423	-0,1132
6	-0,4505	-0,4021	-0,6209	-0,7483	-0,3688	-0,7983	-0,4970	-0,1333
7	-0,4413	-0,4474	-0,7537	-0,8375	-0,3245	-0,8427	-0,5270	-0,1338
8	-0,4119	-0,4796	-0,8769	-0,9014	-0,2598	-0,8552	-0,5353	-0,1189
9	-0,3666	-0,4954	-0,9779	-0,9383	-0,1802	-0,8393	-0,5243	-0,0907
10	-0,3095	-0,4934	-1,0496	-0,9489	-0,0921	-0,7997	-0,4969	-0,0518
11	-0,2433	-0,4759	-1,0911	-0,9356	-0,0015	-0,7423	-0,4564	-0,00508
12	-0,1725	-0,4466	-1,1046	-0,9022	0,0862	-0,6737	-0,4067	0,0462
13	-0,1014	-0,4094	-1,0933	-0,8529	0,1667	-0,6000	-0,3516	0,0989
14	-0,0338	-0,3680	-1,0608	-0,7921	0,2370	-0,5268	-0,2944	0,1504
15	0,0271	-0,3257	-1,0113	-0,7240	0,2948	-0,4586	-0,2383	0,1983
16	0,0793	-0,2854	-0,9495	-0,6528	0,3393	-0,3990	-0,1857	0,2411
17	0,1214	-0,2496	-0,8801	-0,5825	0,3702	-0,3504	-0,1388	0,2775
18	0,1528	-0,2199	-0,8074	-0,5161	0,3881	-0,3143	-0,0990	0,3068
19	0,1734	-0,1976	-0,7354	-0,4564	0,3944	-0,2910	-0,0672	0,3290
20	0,1839	-0,1832	-0,6673	-0,4052	0,3908	-0,2798	-0,0437	0,3442
21	0,1853	-0,1764	-0,6057	-0,3639	0,3792	-0,2798	-0,0284	0,3531
22	0,1789	-0,1767	-0,5522	-0,3332	0,3618	-0,2890	-0,0207	0,3566
23	0,1665	-0,1831	-0,5080	-0,3129	0,3406	-0,3054	-0,0199	0,3557
24	0,1497	-0,1944	-0,4733	-0,3027	0,3178	-0,3268	-0,0249	0,3516

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

Esta queda deu-se de maneira diferenciada, tanto no tempo de ocorrência quanto na intensidade da queda, como prevê a literatura sobre impactos diferenciados. No Brasil, a queda máxima verificada foi de 0,45% e ocorreu no sexto mês. No Paraná, o ponto de queda máxima

digamos Y_{it} , condicional ao uso dos valores defasados de todas as variáveis com exceção de Y_{jt} . (STOCK e WATSON, 2001)

¹⁰ Esta ordem está indicada ao final de cada uma das Tabelas A1, A2, A3, A4, A5, A6, A7, A8.

¹¹ A Tabela 1 demonstra os valores das respostas dos depósitos bancários a um aumento de 1% na taxa Selic, retirados das FRI dos modelos VAR estimados. A representação gráfica destes resultados (FRI) está no Anexo, nas Figuras A1, A2, A3 e A4.

ocorreu no nono mês e teve a intensidade de 0,49%, um impacto maior que o obtido para o Brasil. O município de Curitiba atingiu queda de 1,10 % no décimo segundo mês, sendo o que obteve a maior queda e em tempo mais longo de todos os municípios analisados. Cascavel exibiu queda de 0,95% nos depósitos no décimo mês, observando o segundo maior impacto e também o segundo maior prazo de ocorrência de impacto. Em Londrina, a queda máxima nos depósitos foi de 0,85% no oitavo mês, enquanto Maringá observou queda de 0,53% no mesmo mês. O município de Foz do Iguaçu teve queda máxima de 0,39% nos depósitos por volta do quinto mês após aumento da Selic. Ponta Grossa demonstrou uma queda de apenas 0,13% nos depósitos no sétimo mês.

Os municípios de Curitiba, Cascavel, Londrina e Maringá observaram queda maior nos depósitos do que o Brasil e o Paraná, demonstrando que o impacto de uma política monetária restritiva tende a diminuir os depósitos com maior intensidade nestes municípios. Já em Foz do Iguaçu e Ponta Grossa, o impacto do aumento de 1% na taxa Selic foi menor do que o verificado no Brasil e no Paraná. Curitiba é o município que tem o maior impacto e Ponta Grossa o menor.

Quanto ao tempo em que o impacto da taxa Selic leva para atingir queda máxima, os municípios de Foz do Iguaçu foi o que chegou primeiro, ficando abaixo do Brasil. Todos os demais ficaram acima do sexto mês verificado no Brasil, demonstrando que é mais longo a transmissão monetária nestes municípios. O destaque foi Curitiba, que além de maior queda nos depósitos, observou também o tempo mais longo (12 meses).

A Tabela 2¹² mostra a diminuição da oferta de crédito quando há um aperto monetário, ou seja, quando aumenta a Selic em 1%. Houve queda na oferta de crédito pelos bancos em todos os municípios, com exceção de Ponta Grossa, pois um aumento da taxa Selic provocou crescimento no crédito. No Brasil a queda máxima atingiu 1,32% e ocorreu no sétimo mês, enquanto que o Paraná verificou queda de 0,92% no quinto mês, mais veloz que a média nacional. O município de Curitiba obteve o valor e tempo da queda máxima do crédito semelhante ao Brasil. Os demais municípios tiveram queda máxima menor que o Brasil e o Paraná, sendo Londrina (-0,90%), Maringá (-0,88%), Cascavel (-0,72%) e Foz do Iguaçu (-0,66%). O prazo do impacto da queda nos municípios foi menor que o Brasil e o Paraná, pois Foz do Iguaçu igualou-se ao Paraná, enquanto Cascavel (4 meses), Londrina (4 meses) e Maringá (três meses) ficaram abaixo.

Em Ponta Grossa, como mencionado, o aumento da taxa Selic provocou um aumento na oferta de crédito por parte dos bancos, seguindo no sentido contrário do que esperado pela teoria dos canais de transmissão, tanto do crédito como da taxa de juros, como pode ser verificada também na Figura A4, no Anexo. Em Maringá a queda na oferta de crédito é pequena e, como foi

¹² A Tabela 2 demonstra os valores das respostas das operações de crédito bancário a um aumento de 1% na taxa Selic, retirados das FRI dos modelos VAR estimados. A representação gráfica destes resultados (FRI) está no Anexo, nas Figuras A1, A2, A3 e A4.

mencionado, atinge o ponto mínimo em três meses, mas após isto toma uma trajetória de crescimento até o décimo sexto mês, o que também pode ser verificado na Figura A4. Para o município de Foz do Iguaçu o comportamento da oferta de crédito foi semelhante ao observado em Maringá, conforme Figura A3, no Anexo.

Tabela 2 - Variação na Oferta de Crédito após aumento de 1% na Selic (em %).

Mês	CREDBR	CREDPR	CREDCTBA	CREDCAS	CREDFI	CREDLON	CREDMAR	CREDPG
1	-0,3415	0,0000	0,0000	00,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	-0,4875	-0,5441	-0,5406	-0,3930	-0,3383	-0,7073	-0,6392	0,0515
3	-0,9094	-0,7947	-0,9161	-0,6657	-0,4937	-0,8094	-0,8823	0,1897
4	-1,1030	-0,8999	-1,0810	-0,7247	-0,6252	-0,8988	-0,8610	0,3440
5	-1,2338	-0,9259	-1,2053	-0,6699	-0,6626	-0,8970	-0,6969	0,5022
6	-1,2886	-0,9034	-1,2778	-0,5810	-0,5852	-0,8638	-0,4560	0,6619
7	-1,3193	-0,8433	-1,3164	-0,4843	-0,4206	-0,7829	-0,1619	0,8143
8	-1,3126	-0,7461	-1,3090	-0,3848	-0,2022	-0,6708	0,1673	0,9489
9	-1,2710	-0,6229	-1,2636	-0,2884	0,0434	-0,5411	0,5090	1,0578
10	-1,1950	-0,4864	-1,1891	-0,2047	0,2961	-0,4097	0,8398	1,1369
11	-1,0931	-0,3496	-1,0962	-0,1423	0,5395	-0,2885	1,1401	1,1849
12	-0,9734	-0,2225	-0,9938	-0,1068	0,7594	-0,1863	1,3952	1,2025
13	-0,8442	-0,1129	-0,8897	-0,1006	0,9451	-0,1091	1,5955	1,1923
14	-0,7123	-0,0261	-0,7903	-0,1238	1,0899	-0,0600	1,7359	1,1582
15	-0,5838	0,0347	-0,7008	-0,1745	1,1905	-0,0400	1,8151	1,1052
16	-0,4639	0,0689	-0,6248	-0,2497	1,2468	-0,0475	1,8352	1,0385
17	-0,3567	0,0773	-0,5648	-0,3450	1,2613	-0,0795	1,8012	0,9635
18	-0,2650	0,0627	-0,5216	-0,4554	1,2387	-0,1316	1,7204	0,8855
19	-0,1907	0,0290	-0,4949	-0,5758	1,1851	-0,1989	1,6013	0,8090
20	-0,1342	-0,0191	-0,4836	-0,7009	1,1073	-0,2759	1,4535	0,7379
21	-0,0950	-0,0767	-0,4855	-0,8255	1,0126	-0,3575	1,2867	0,6751
22	-0,0719	-0,1389	-0,4982	-0,9455	0,9083	-0,4387	1,1101	0,6228
23	-0,0629	-0,2012	-0,5187	-1,0569	0,8011	-0,5156	0,9323	0,5820
24	-0,0657	-0,2596	-0,5442	-1,1568	0,6967	-0,5848	0,7607	0,5532

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

Resumindo os resultados obtidos pelas FRI, percebe-se que o município de Curitiba foi o que recebeu maior impacto de elevação na taxa Selic, tanto nos depósitos, quanto nas operações de crédito. Isto indica maior sensibilidade das operações bancárias a variações na taxa de juros do que no Brasil, Paraná e demais municípios analisados. Em linhas gerais, espera-se que uma política monetária restritiva diminua a atividade econômica com mais intensidade na capital do Paraná, do que nos demais municípios analisados. Na situação oposta encontra-se Ponta Grossa, que observou impacto pequeno sobre os depósitos e um efeito oposto sobre as operações de crédito. Isto caracteriza o município como pouco sensível e com efeitos opostos a mudanças na política monetária. Os demais municípios, Cascavel, Londrina, Foz do Iguaçu e Maringá apresentaram impacto intermediário entre os dois extremos apresentados.

A análise da decomposição da variância auxilia na compreensão dos resultados das FRI e nos mostra que a Selic influencia a variação nos depósitos e na oferta de crédito bancário dos

municípios analisados¹³. Para o município de Curitiba, a taxa Selic explica 4,22% da variação nos depósitos no décimo oitavo mês, ocupando um espaço maior para explicar as operações de crédito, atingindo 7,01% no décimo segundo mês, conforme Tabela A3, no Anexo. Estes valores para Curitiba são superiores a todos os demais municípios analisados e ao Paraná, o que indica maior sensibilidade do município em relação a mudanças na taxa Selic, conforme apontaram os resultados das FRI. Outro componente que explica a variação dos depósitos e crédito em Curitiba é o IPCA, demonstrando importância maior que o Paraná e os demais municípios (Tabela A3), o que indica que a economia de Curitiba além de ser sensível à taxa Selic, também é sensível a mudanças na inflação.

Nos demais municípios, a decomposição da variância dos depósitos e do crédito indica que a própria variável defasada é responsável por mais de 50% das variações apresentadas. Isto indica que a demais variáveis não são significativas em determinar os rumos dos depósitos e crédito.

Os resultados da estimação dos modelos VAR indicam que há impactos diferenciados da política monetária entre os principais municípios do Paraná. Contudo, não é escopo deste trabalho apontar as causas destes impactos diferenciados, mas há de se investigar a estrutura produtiva e financeira destes municípios para compreender estes impactos.

5 CONCLUSÃO

A estimação dos modelos VAR e a aplicação das funções de resposta a impulso (FRI) indicam que o aumento na taxa Selic provocou queda nos depósitos bancários de todos os municípios analisados, Paraná e Brasil, ao longo de 24 meses. Esta queda deu-se de maneira diferenciada, tanto no tempo de ocorrência quanto na intensidade da queda, como prevê a literatura sobre impactos diferenciados. No Brasil, a queda máxima verificada foi de 0,45%, Paraná (-0,49%), Curitiba (-1,10%), Cascavel (-0,95%), Londrina (-0,85%), Maringá (-0,53%), Foz do Iguaçu (-0,39%) e Ponta Grossa (-0,13%).

Os municípios de Curitiba, Cascavel, Londrina e Maringá observaram queda maior nos depósitos do que o Brasil e o Paraná, demonstrando que o impacto de uma política monetária restritiva tende a diminuir os depósitos com maior intensidade nestes municípios. Já em Foz do Iguaçu e Ponta Grossa, o impacto do aumento de 1% na taxa Selic foi menor do que o verificado no Brasil e no Paraná. Curitiba é o município que tem o maior impacto e Ponta Grossa o menor. Os prazos de queda máxima foram diferentes, pois o Brasil atingiu em seis meses e o Paraná em nove meses. Os municípios de Curitiba (doze meses) e Cascavel (dez meses) estiveram acima do Brasil e

¹³ A decomposição da variância dos modelos VAR está expressa nas Tabelas A1 até A8, no Anexo.

Paraná. Já Londrina, Maringá (oito meses cada) e Ponta Grossa (sete meses) ficaram abaixo do Paraná e acima do Brasil, enquanto Foz do Iguaçu (cinco meses) ficou abaixo do Paraná e Brasil.

Houve queda na oferta de crédito pelos bancos em todos os municípios, com exceção de Ponta Grossa, pois um aumento da taxa Selic provocou crescimento no crédito. No Brasil a queda máxima atingiu 1,32%, Paraná (-0,92%), Curitiba (-1,32%), Londrina (-0,90%), Maringá (-0,88%), Cascavel (-0,72%) e Foz do Iguaçu (-0,66%). O prazo do impacto da queda nos municípios foi menor que o Brasil e o Paraná, pois Foz do Iguaçu igualou-se ao Paraná, enquanto Cascavel (quatro meses), Londrina (quatro meses) e Maringá (três meses) ficaram abaixo.

Resumindo os resultados obtidos pelas FRI, percebe-se que o município de Curitiba foi o que recebeu maior impacto de elevação na taxa Selic, tanto nos depósitos, quanto nas operações de crédito. Isto indica maior sensibilidade das operações bancárias a variações na taxa de juros do que no Brasil, Paraná e demais municípios analisados. Em linhas gerais, espera-se que uma política monetária restritiva diminua a atividade econômica com mais intensidade na capital do Paraná, do que nos demais municípios analisados. Na situação oposta encontra-se Ponta Grossa, que observou impacto pequeno sobre os depósitos e um efeito oposto sobre as operações de crédito. Isto caracteriza o município como pouco sensível e com efeitos opostos a mudanças na política monetária. Os demais municípios, Cascavel, Londrina, Foz do Iguaçu e Maringá apresentaram impacto intermediário entre os dois extremos apresentados.

Os fatores que determinam estes impactos diferenciados da política monetária sobre os principais municípios do Paraná podem depender da estrutura econômica. A teoria sobre os canais de transmissão apresenta a possibilidade de que os diferentes setores de produção sejam atingidos de maneira diferenciada pela política monetária. Dentro desta perspectiva, pode-se supor que o maior impacto em Curitiba, apontado pelos resultados, esteja ligado ao elevado nível de industrialização de sua economia. Contudo, há ainda a estrutura do setor financeiro que é importante para a transmissão da política monetária. Assim, verifica-se a necessidade de uma análise rigorosa sobre a estrutura produtiva e financeira destes municípios, para compreender os resultados apresentados neste estudo empírico.

REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL. Dados de Taxa Selic, IPCA e Crédito Bancário Total ao Setor Privado. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: julho 2007.

BOISIER, S. Política Econômica, Organização Social e Desenvolvimento Regional in HADDAD, P. R. Economia Regional: Teorias e Métodos de Análise. Fortaleza, BNB ETENE, 1989.

CLETO, C. I. e DEZORDI, L. **Políticas Econômicas**. 2002. Disponível em: <<http://www.fae.edu/publicacoes/pdf/economia/2.pdf>>. Acesso em: maio 2008.

FONSECA, M. W. **Impactos Diferenciados da Política Monetária: Um Estudo Para o Brasil**. Cascavel: Edunioeste, 2003.

HIRSCHMAN, A. A **Estratégia do Desenvolvimento Econômico**. Fundo de Cultura. Rio de Janeiro, 1960.

MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **The Journal of Economic Perspectives**. vol. 9, n. 4, p. 1-10, 1995.

MISHKIN, F. S. **Moedas, Bancos e Mercados Financeiros**. LTC, 5ª Edição. Rio de Janeiro. 2000.

MYRDAL, G. **Teoria Econômica e Regiões Subdesenvolvidas**. SAGA, 2ª. Edição. Rio de Janeiro, 1968.

PERROUX, F. **Regional Economics: Theory and Practice**. p. 93-104. Free Press. New York, 1970. 264 p.

PIZA, E. C. de. **O Novo Consenso Macroeconômico e a Política Monetária no Brasil sob Metas de Inflação: Uma Análise Empírica**. Dissertação de Mestrado, UEM, Maringá, 2006.

SIMS. C. A. **Macroeconomics as Reality**. *Econometrica*, vol. 48, 1980. , pp. 1-48

SIMS, C. A.; STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots. *Econometrica*, vol. 58, n. 1, 1990, pp 113-144.

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

ANEXO

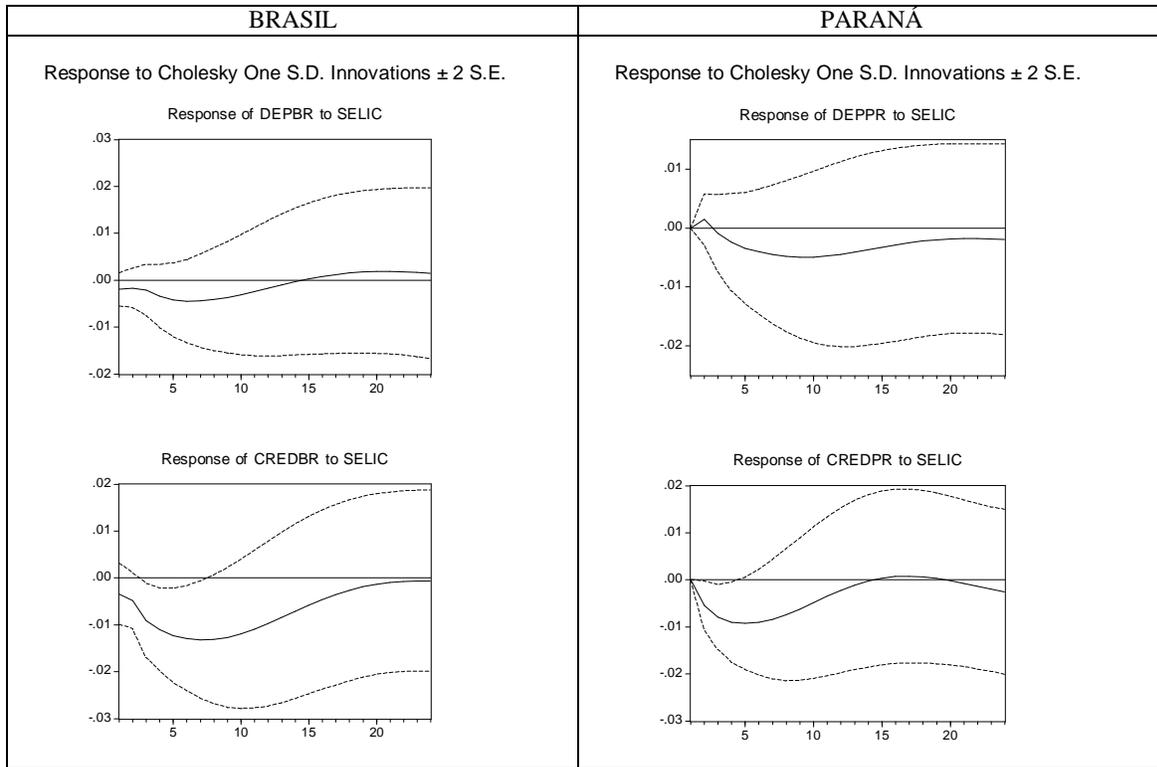


Figura A1 – Variação sobre depósitos e crédito após aumento de 1% na Taxa Selic: Brasil e Paraná
Fonte: Elaboração própria a partir da saída do Eviews 4.1.

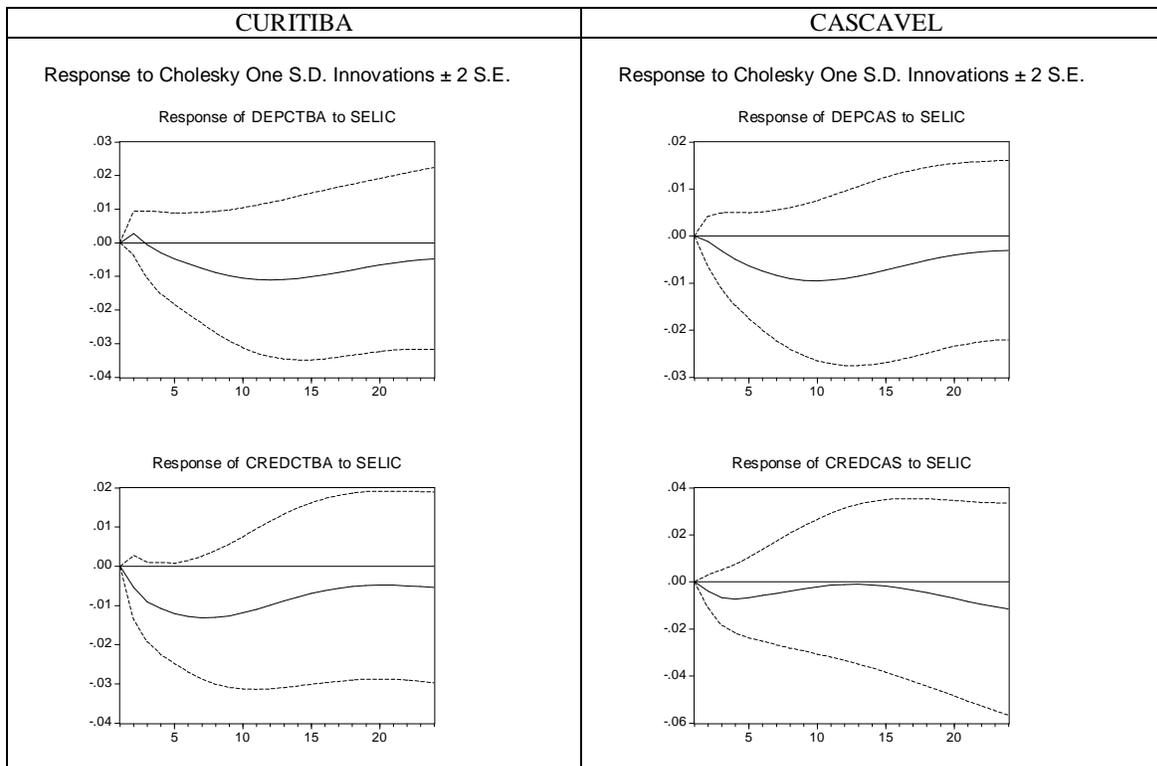


Figura A2 – Variação sobre depósitos e crédito após aumento de 1% na Taxa Selic: Curitiba e Cascavel

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

Recebido em: 01/11/2012

Aprovado em: 01/12/2012

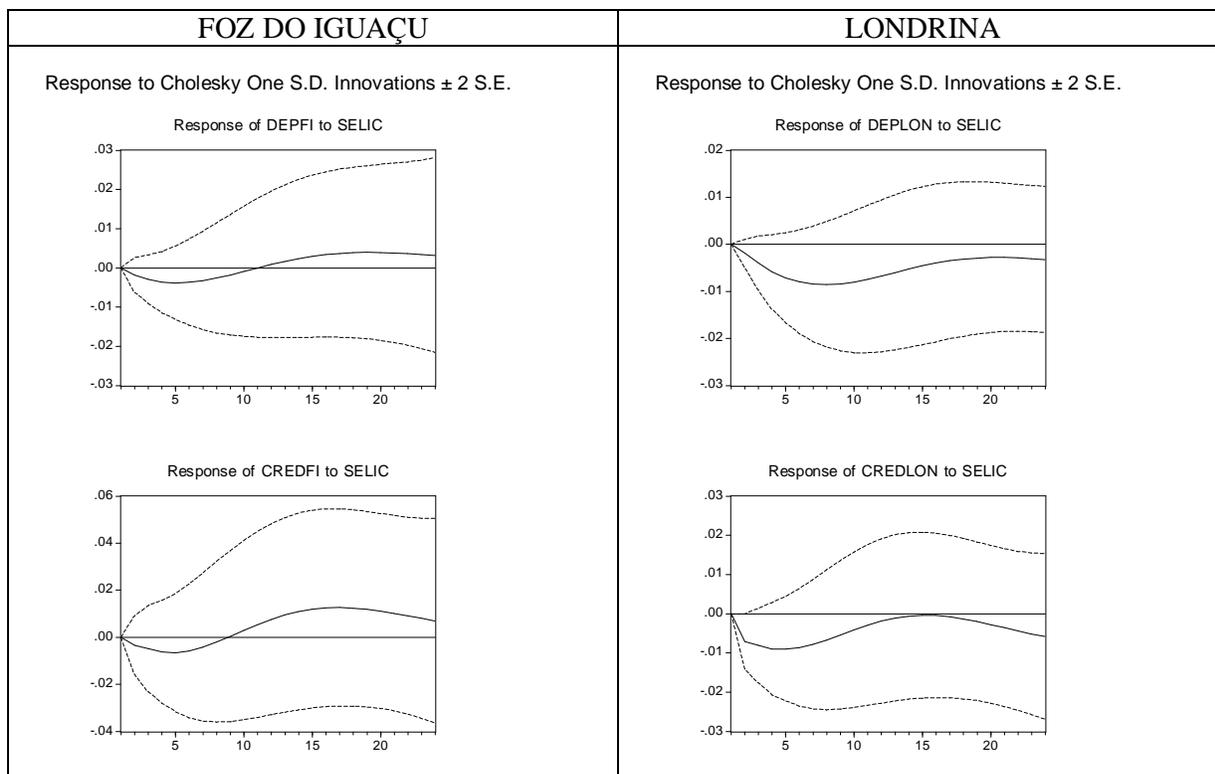


Figura A3 – Variação sobre depósitos e crédito após aumento de 1% na Taxa Selic: Foz do Iguaçu e Londrina

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

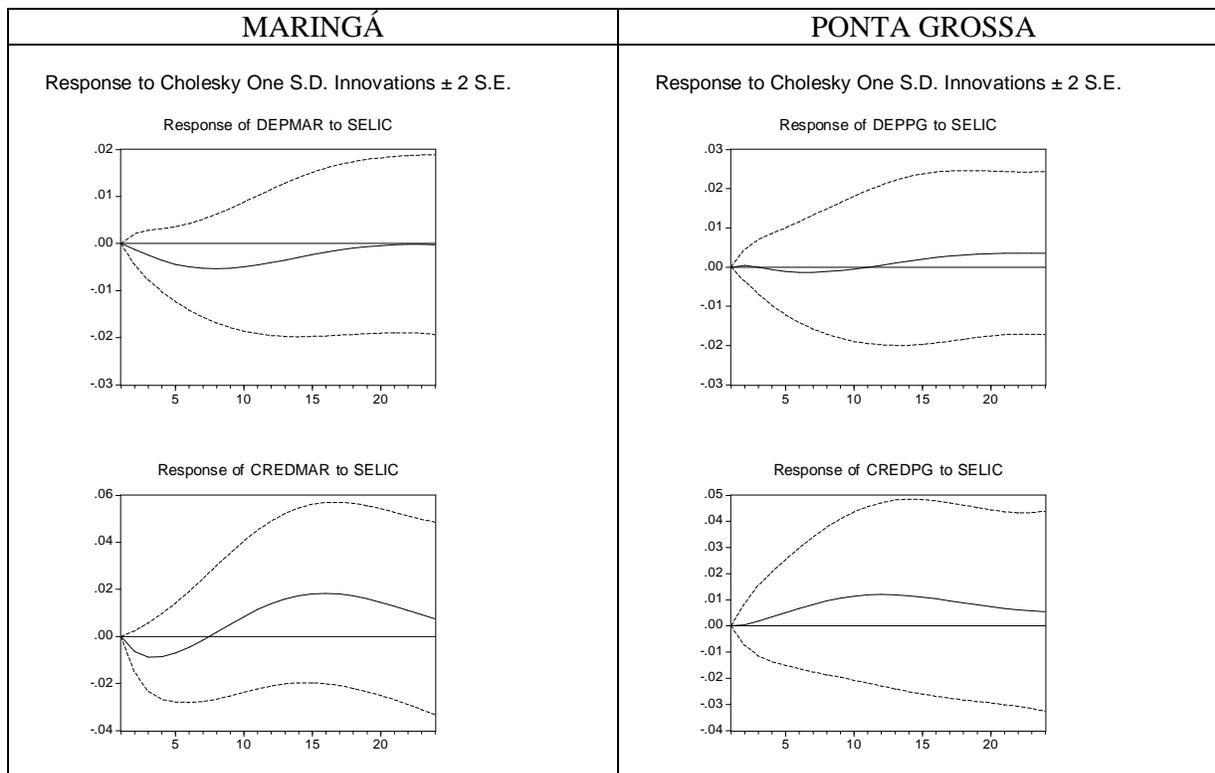


Figura A4 – Variação sobre depósitos e crédito após aumento de 1% na Taxa Selic: Maringá e Ponta Grossa

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

Recebido em: 01/11/2012

Aprovado em: 01/12/2012

Tabela A1 – Decomposição da Variância de DEPBR E CREDBR

Variance Decomposition of DEPBR:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPBR	CREDBR
1	0.338687	1.188873	7.095217	91.71591	0.000000
6	2.033939	2.218596	42.28434	51.92712	3.569947
12	2.879674	1.907872	46.93492	48.01197	3.145240
18	3.031251	1.171796	44.59934	51.55318	2.675685
24	3.165139	0.883554	41.74441	55.12300	2.249042
Variance Decomposition of CREDBR:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPBR	CREDBR
1	0.349425	1.153493	3.566810	0.600621	94.67908
6	0.468026	11.86008	23.82085	0.998129	63.32094
12	0.478228	14.31991	35.66901	1.084787	48.92629
18	0.491541	11.53892	40.63353	4.541318	43.28623
24	0.493425	9.083065	41.76829	11.01967	38.12898

Cholesky Ordering: IPCA SELIC DEPBR CREDBR
 Standard Errors: Monte Carlo (1000 repetitions)

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

Tabela A2 – Decomposição da Variância de DEPPR E CREDPR

Variance Decomposition of DEPPR:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPPR	CREDPR
1	0.329224	0.000000	8.176464	91.54541	0.278125
6	1.957624	0.688557	30.59509	62.75216	5.964191
12	2.850784	1.637891	33.63313	52.97194	11.75704
18	3.146210	1.480439	33.01560	49.17902	16.32493
24	3.306271	1.217060	31.67536	48.04468	19.06290
Variance Decomposition of CREDPR:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPPR	CREDPR
1	0.350027	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000
6	0.461624	5.622987	3.657790	0.259324	90.45990
12	0.480968	4.373916	8.179826	3.195559	84.25070
18	0.488218	3.033120	9.602225	10.20644	77.15822
24	0.493685	2.367538	11.66994	16.38136	69.58117

Cholesky Ordering: CREDPR IPCA DEPPR SELIC
 Standard Errors: Monte Carlo (1000 repetitions)

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

Tabela A3 – Decomposição da Variância de DEPCTBA E CREDCTBA

Variance Decomposition of DEPCTBA:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPCTBA	CREDCTBA
1	0.336777	0.000000	4.661040	95.26352	0.075441
6	2.037747	0.752193	25.24398	73.36850	0.635331
12	3.053279	3.331852	32.85896	63.46047	0.348712
18	3.428209	4.224576	36.58184	58.92614	0.267440
24	3.627237	3.926839	37.01769	58.60537	0.450100
Variance Decomposition of CREDCTBA:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPCTBA	CREDCTBA
1	0.354741	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000
6	0.467241	4.761906	4.403306	0.494663	90.34013
12	0.488948	7.012212	14.84660	5.072172	73.06902
18	0.500627	6.133368	20.73418	15.01587	58.11659
24	0.502778	5.359727	23.71361	23.64160	47.28507

Cholesky Ordering: CREDCTBA IPCA DEPCTBA SELIC
 Standard Errors: Monte Carlo (1000 repetitions)

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

Tabela A4 – Decomposição da Variância de DEPCAS E CREDCAS

Variance Decomposition of DEPCAS:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPCAS	CREDCAS
1	0.329917	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000
6	1.764495	1.817495	4.114982	93.52339	0.544133
12	2.384106	4.576511	7.372883	87.61521	0.435397
18	2.808614	4.821783	8.141217	86.49038	0.546618
24	3.171628	4.187783	7.608569	87.27002	0.933632
Variance Decomposition of CREDCAS:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPCAS	CREDCAS
1	0.345082	0.000000	0.000000	15.75071	84.24929
6	0.424420	1.101263	0.562927	32.40088	65.93493
12	0.456836	0.596565	0.816575	52.61070	45.97616
18	0.475291	0.397680	1.071317	67.14435	31.38665
24	0.485367	0.689683	1.909790	75.50885	21.89167

Cholesky Ordering: DEPCAS CREDCAS IPCA SELIC
 Standard Errors: Monte Carlo (1000 repetitions)

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

Tabela A5 – Decomposição da Variância de DEPFI E CREDFI

Variance Decomposition of DEPFI:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPFI	CREDFI
1	0.322082	0.000000	0.000000	99.99972	0.000283
6	2.090701	1.011252	4.386001	93.60091	1.001837
12	3.293870	0.638423	5.324839	91.11646	2.920277
18	3.729858	0.713917	4.244683	91.49089	3.550506
24	3.993857	0.829528	3.437468	92.00059	3.732411
Variance Decomposition of CREDFI:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPFI	CREDFI
1	0.348498	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000
6	0.472876	0.381155	3.251853	3.617848	92.74914
12	0.492630	0.394156	4.223887	9.778745	85.60321
18	0.500516	1.266494	3.574110	15.82007	79.33932
24	0.502632	1.665727	3.142930	22.04450	73.14685

Cholesky Ordering: CREDFI DEPFI IPCA SELIC
 Standard Errors: Monte Carlo (1000 repetitions)

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

Tabela A6 – Decomposição da Variância de DEPLON E CREDLON

Variance Decomposition of DEPLON:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPLON	CREDLON
1	0.319318	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000
6	1.955940	2.892098	2.941276	93.76861	0.398015
12	2.991309	4.099881	4.360769	90.52031	1.019042
18	3.313635	3.438123	4.245856	90.25621	2.059813
24	3.549216	2.896519	3.852937	90.92186	2.328680
Variance Decomposition of CREDLON:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPLON	CREDLON
1	0.349326	0.000000	0.000000	0.460156	99.53984
6	0.456753	2.857613	0.477971	4.238126	92.42629
12	0.477168	2.177646	0.894041	15.11761	81.81070
18	0.482163	1.556606	0.792875	27.96088	69.68963
24	0.493782	1.381306	0.959795	42.39423	55.26467

Cholesky Ordering: DEPLON CREDLON IPCA SELIC
 Standard Errors: Monte Carlo (1000 repetitions)

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

Tabela A7 – Decomposição da Variância de DEPMAR E CREMAR

Variance Decomposition of DEPMAR:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPMAR	CREDMAR
1	0.337387	0.000000	0.000000	100.0000	0.000000
6	1.991885	1.656800	3.691655	93.99892	0.652627
12	2.926230	2.361712	5.538066	89.21028	2.889941
18	3.191628	1.711032	5.165644	88.61340	4.509926
24	3.380142	1.219277	4.362941	89.09021	5.327569
Variance Decomposition of CREDMAR:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPMAR	CREDMAR
1	0.349520	0.000000	0.000000	0.143883	99.85612
6	0.461541	1.026621	0.054646	0.575905	98.34283
12	0.476480	1.392494	0.203062	3.484562	94.91988
18	0.487535	3.655442	1.018493	9.143425	86.18264
24	0.491025	3.815713	1.065414	18.88716	76.23172

Cholesky Ordering: DEPMAR CREDMAR IPCA SELIC
 Standard Errors: Monte Carlo (1000 repetitions)

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

Tabela A8 – Decomposição da Variância de DEPPG E CREDPG.

Variance Decomposition of DEPPG:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPPG	CREDPG
1	0.338764	0.000000	0.000000	98.83084	1.169162
6	1.972313	0.061232	3.196345	83.99597	12.74646
12	2.894880	0.066617	3.370697	73.73672	22.82596
18	3.234088	0.208695	2.861968	66.21008	30.71926
24	3.375462	0.457003	2.378141	60.79951	36.36535
Variance Decomposition of CREDPG:					
Period	S.E.	SELIC	IPCA	DEPPG	CREDPG
1	0.335527	0.000000	0.000000	0.000000	100.0000
6	0.448490	0.404521	0.079135	0.294796	99.22155
12	0.475682	2.003054	0.155431	1.733030	96.10849
18	0.483676	2.720859	0.161391	4.573763	92.54399
24	0.486811	2.504983	0.142790	8.346168	89.00606

Cholesky Ordering: CREDPG DEPPG SELIC IPCA
 Standard Errors: Monte Carlo (1000 repetitions)

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