

Estudo Empírico da Operacionalidade do Canal de Crédito Bancário no Nordeste e no Brasil

RESUMO

Investiga, empiricamente, a operacionalidade do canal de crédito bancário no Brasil e no Nordeste. Através de decomposições de Choleski e de Sims-Bernanke, identifica a oferta e a demanda de empréstimos bancários para o Brasil e conclui-se que, no caso do Nordeste, é possível identificar-se apenas a demanda. Os resultados obtidos para a economia brasileira revelam que a oferta de empréstimos exerce importantes efeitos sobre as flutuações do produto e do volume real de crédito e que a principal fonte de choques na oferta de crédito é a política monetária, expondo indícios da existência do canal de crédito bancário.

PALAVRAS-CHAVE

Demanda e Oferta de Empréstimos. Canal de Crédito. VAR.

Jocildo Fernandes Bezerra

- Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco e do Pimes/UFPE.
- Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo.

Igor Ézio Maciel Silva

- Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação em Economia (Pimes) da UFPE.

• Ricardo Chaves Lima

- Professor do Departamento de Economia e do Pimes (UFPE).
- Doutor pela Universidade do Tennessee, EUA.

1 – INTRODUÇÃO

Entre 1992 e 2010, a economia brasileira passou por um longo período em que as taxas anuais de crescimento do PIB foram predominantemente positivas. Segundo os dados do Banco Central,¹ apenas em dois momentos (1992 e 2009), as taxas foram ligeiramente negativas.²

Esse fenômeno expansionista, já confirmado por Chauvet (2002), fora observado com dados de periodicidade trimestral em relação à primeira metade do período, isto é, 1992/2000. Essa tendência também é confirmada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o restante da série. Considerando-se o período de 1992:2 a 2010:4, os dados trimestrais revelam taxas de crescimento positivas para 82% das observações.

O perfil da expansão, no entanto, mostra-se diferente entre os dois subperíodos considerados acima. As contribuições médias do consumo e do investimento aumentaram, respectivamente, 49,0% e 107,0%, do primeiro para o segundo período, sinalizando a importância assumida pelo mercado interno (IBGE, 2010).

Acompanhando esse desempenho da economia nacional, a região Nordeste também apresentou expressivo crescimento, com taxa média anual de 4,42% entre 2002 e 2008, superando ligeiramente nesse mesmo período, a média anual de crescimento da economia brasileira, que foi de 4,0% (IBGE, 2010).

Tanto o Brasil como a região Nordeste vivem hoje uma nova realidade, que se projeta em vários indicadores, entre eles o aumento do emprego, a elevação da renda familiar obtida do trabalho, as mudanças dos novos padrões de consumo, a mobilidade socioeconômica, entre outros.

Nesse contexto, observa-se também uma mudança na contribuição do sistema bancário para o processo de desenvolvimento da economia brasileira, fato para o

qual muito concorreu a reestruturação e consolidação da atividade que ocorreram na década de 1990.

Como um dos indicadores do desempenho do setor, destaca-se a razão empréstimos/PIB, que se elevou de 23,0% em 1995 para 46,0% em 2010 (Banco Central do Brasil, 2010). Outro indicador importante é o fato de que essas instituições constituíram, durante o período em estudo, a principal fonte de financiamento da atividade econômica no país. Com efeito, a razão entre empréstimos bancários e todas as fontes de financiamento (inclusive empréstimos) situou-se continuamente acima de 90%, excetuando-se apenas os anos 2006 e 2007,³ e alcançando 97% em 2009.

Esses fatos determinam o objetivo deste trabalho, que é estimar e isolar os efeitos da demanda e da oferta de empréstimos sobre o volume de crédito, bem como sobre os produtos industriais do Brasil e do Nordeste, no período 1995/2010.⁴ Esse objetivo será perseguido seguindo-se a metodologia utilizada por Walsh e Wilcox (1995), na qual os choques na oferta de empréstimos são identificados na taxa de juro de mercado.

A importância do assunto em questão se destaca por, pelo menos, três motivos: a literatura, tanto teórica quanto empírica, aponta para a correlação entre crédito e PIB (BERNANKE; BLINDER, 1988; WALSH; WILCOX, 1995; CAPIELLO et al. 2010); em segundo lugar, pela evidência sobre a relevância que o crédito bancário tem para a pequena empresa (NIELSEN, 2002; ASCHCRAFT, 2006); enfim, pelo fato de que, recentemente, o Banco Central do Brasil tem aplicado medidas de controle de crédito para conter pressões da demanda agregada.

O trabalho se divide em cinco partes, incluindo esta introdução. Na segunda parte, faz-se uma revisão da literatura destacando-se as discussões sobre a existência do canal de crédito bancário⁵ e sobre as técnicas de identificação da oferta e da demanda de

1 Relatório Anual do Banco Central 2009.

2 Esse comportamento contrasta fortemente com o observado no período 1980/1991, quando apenas 63% das taxas anuais de crescimento foram positivas.

3 Estes anos foram caracterizados por grandes emissões primárias de ações e debêntures, além da contribuição dos Fundos de Investimentos de Direitos Creditórios (FIDC). Em 2006, 26 empresas realizaram ofertas públicas, número superior ao acumulado dos 10 anos anteriores.

4 Para o uso do produto industrial, como *proxy* do PIB, ver Friedman e Kuttner (1993) e Kim (1999). Dados sobre empréstimos bancários para o Nordeste só existem a partir de 2004.

5 Crédito e empréstimo bancário são utilizados neste trabalho com o mesmo significado.

empréstimos; na terceira parte, apresentam-se os dados e a estratégia empírica; na quarta parte os resultados e, na quinta parte, as conclusões.

2 – REVISÃO DA LITERATURA

2.1 – O Canal de Crédito

A política monetária pode difundir os seus efeitos através do canal de taxa de juro e do canal de crédito. A teoria do canal de crédito se baseia no modelo de Bernanke e Blinder (1988), em que uma política monetária contracionista reduz os depósitos bancários e, em consequência, restringe a oferta de empréstimos. Segundo Bernanke e Gertler (1995), o canal do crédito é apenas um mecanismo de fortalecimento do canal tradicional de transmissão da política monetária, representado pela taxa de juros, e não uma alternativa a este.

Ainda de acordo com esses autores, a teoria prevê que os efeitos diretos da política monetária sobre a taxa de juro são ampliados por mudanças endógenas no *prêmio de financiamento externo*,⁶ isto é, na diferença entre o custo de tomar emprestado e o custo de usar recursos próprios. Uma operação de mercado aberto que baixa a taxa de juro, por exemplo, reduz aquele prêmio.

O canal de crédito tem duas versões através das quais se explicam as implicações dos choques da política monetária. A primeira delas considera todas as fontes de crédito e prevê que o balanço geral das empresas e das famílias (*balance sheet*) é o caminho por onde a política monetária pode afetar a riqueza, o fluxo de caixa e a liquidez dos ativos, e gerar o efeito acelerador financeiro. Este é entendido como o canal de crédito no sentido amplo (WALSH, 2010). A segunda versão é denominada canal de crédito bancário (*bank lending channel*) e, nesta, a política monetária influenciaria o setor real através de mudanças na oferta de empréstimos.

Em ambos os casos, trata-se de destacar mecanismos de transmissão da política monetária. Nesse sentido, a operacionalidade da segunda versão

tem sido negada em vários trabalhos e confirmada em outros. Entre os que a negam, Romer e Romer (1990), King (1986), Ramey (1993), Kashyap, Stein e Wilcox (1993), Den Haan, Summer e Yamashiro (2007), Oliner e Rudebusch (1995), Gertler e Gilchrist (1994) *apud* Walsh, (2010). Destaquem-se ainda nesse mesmo grupo os trabalhos de Ashcraft (2006), Claus (2007) e Driscoll (2004), Graminho e Bonomo (2002).

Entre os que confirmam o canal de crédito bancário como transmissor dos efeitos da política monetária, destacam-se Peek, Rosengren e Tootell (2003), Rjoub e Rabbaie (2010), Cappiello *et al.* (2010), Souza Sobrinho (2003).

2.2 – Identificação da Oferta e Demanda de Empréstimos

A seção anterior sugere que a existência do canal de crédito não é consenso entre os que pesquisam o tema. Segundo Walsh, (2010), mesmo na ausência de funcionalidade do canal de empréstimos bancários como parte do processo de transmissão da política monetária, não se pode excluir a possibilidade de que choques na oferta de empréstimos influenciem as flutuações econômicas. As fontes desses choques podem ser as mais diversas, como, por exemplo, reservas bancárias ou *spreads* (WALSH; WILCOX, 1995), demanda e oferta agregada e política monetária (EICKMEIER; HOFMANN; WORMS, 2006).

Uma dificuldade de isolar os impactos da oferta de empréstimos é separá-los dos movimentos causados pela demanda de empréstimos. Com efeito, um choque monetário restritivo causa uma redução nos depósitos bancários e, daí, seguem-se duas possibilidades: (i) os bancos conseguem recursos no mercado e mantêm os empréstimos nos mesmos níveis de antes, porém a elevação da taxa de juro e o enfraquecimento da atividade econômica causam queda na demanda de empréstimo; (ii) os bancos não conseguem fundos alternativos e têm que reduzir a oferta de empréstimos. Assim, a diminuição dos empréstimos pode-se originar de choques da sua demanda e/ou de choques da sua oferta.

A seguir, faz-se uma revisão da literatura sobre as diversas técnicas utilizadas com a finalidade de separar os dois tipos de choques.

⁶ Esse prêmio traduz imperfeições no mercado de crédito. Para maiores detalhes, veja-se Bernanke e Gertler (1995, p. 28).

As tentativas de identificar deslocamentos na oferta de empréstimos, frequentemente, classificam os bancos ou grupos de bancos pelas diferentes características dos seus balancetes, que expressam a capacidade de realizar empréstimos, mas que são independentes dos choques na demanda destes. Kashyap e Stein (1995) fazem uma classificação dos bancos por tamanho, concluindo que os menores são mais sensíveis à política monetária. Porém, esses bancos emprestam predominantemente a pequenas empresas cujos níveis de atividades tendem a ser pró-cíclicos, confundindo, assim, fatores de demanda e de oferta de empréstimos (PEEK; ROSENGREN, 1995; BERGER; DAVIES; FLANNERY, 1998).

Kashyap e Stein (1995) separam os bancos de acordo com o tamanho dos ativos e o grau de liquidez, concluindo que os menores e menos líquidos são mais sensíveis à política monetária. Kishan e Opiela (2000) agrupam os bancos por tamanhos dos ativos e os subdividem segundo a razão de alavancagem do capital, concluindo que os bancos pequenos e menos capitalizados não conseguem captar depósitos a prazo por ocasião de uma política monetária restritiva. Esse fato é um indicador da existência do canal de crédito bancário.

Boughrara e Ghazouani (2010) agrupam bancos levando em conta as características de capital, tamanho e liquidez e testam deslocamentos na oferta de empréstimos para os países do Oriente Médio e norte da África. O estudo conclui que o canal de empréstimos bancários funciona em quase todos os países.

Diferentemente da tendência de agrupar os bancos, Peek, Rosengreen e Tootell (2003) abordam o problema de identificação através de um modelo em que a taxa de crescimento do produto depende da oferta de empréstimos e de um termo que controla para a demanda de crédito através do uso de previsões que contêm todas as informações disponíveis sobre a demanda agregada da economia. Do lado da oferta de crédito, os autores usam como *proxy* para identificação de choques o nível de confiança do mercado em relação aos bancos, o qual se reflete no *rating* dessas instituições. Essa abordagem é incorporada em uma série de testes que comprovam a independência entre oferta e demanda de crédito.

Lown e Morgan (2006) usam dados sobre exigências bancárias para aprovação de crédito num modelo VAR (*Vector Auto-regression*), as quais se mostram estatisticamente significantes na presença de diversas variáveis representativas da demanda de crédito, do que concluem que parte das mudanças nos padrões de aprovação de crédito podem ser identificadas com deslocamentos na oferta de empréstimos.

Em um estudo para a economia dos Estados Unidos, Walsh e Wilcox (1995) usam um modelo VAR, no qual a oferta de empréstimos é identificada com inovações na taxa de juro de mercado e em que os choques, nessa taxa, afetam o volume de empréstimos e o produto. No referido trabalho, os autores demonstram que a decomposição de Choleski é suficiente para resolver o problema da identificação da oferta e da demanda de empréstimos. A demanda é captada no volume de empréstimos, enquanto a oferta é representada pela taxa de juro de mercado.

3 – OS DADOS E A ESTRATÉGIA EMPÍRICA

3.1 – Os dados

Este trabalho utiliza informações de periodicidade mensal, a seguir especificadas quanto aos tipos e às respectivas fontes. Destaca-se que, nos casos em que se faz necessário, os dados foram dessazonalizados pelo método X11.

Os níveis de atividades são representados pelos números índices das produções físicas industriais tanto para o Brasil como para o Nordeste,⁷ informações coletadas pelo IBGE e disponíveis na base de dados dessa instituição. Os índices são de base fixa mensal com a média de 2002 igual a 100.

Para medir o volume de crédito, foi utilizado o saldo total mensal (em milhões de reais) das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional⁸ para o

⁷ As séries usadas para o Nordeste são de menor extensão porque dados de empréstimos para a economia regional só estão disponíveis a partir de 2004.

⁸ Refere-se às instituições em que as pessoas físicas ou jurídicas domiciliadas e residentes no país detêm participação superior a 50% no capital votante, de acordo com a Carta-Circular 2.345, de 25.1.1993. Exclui, portanto, os bancos públicos.

setor privado, tanto para o Brasil como para a região Nordeste. Os dados foram obtidos no Boletim do Banco Central do Brasil.

A taxa de juros *over-selic* foi obtida no Boletim do Banco Central do Brasil, na seção Mercado Financeiro e de Capitais. Essa taxa será usada no trabalho como variável correspondente à *Federal Funds Rate* usada por Walsh e Wilcox (1995).

A taxa média mensal pré-fixada das operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros, aplicada às pessoas físicas e jurídicas, ou seja, a taxa de mercado, foi obtida no Departamento de Economia do Banco Central (BCB-Depec). Essa taxa será utilizada como variável correspondente à *Prime Rate* usada por Walsh e Wilcox (1995).

Por fim, a taxa de inflação mensal é medida pelas variações do índice de preços ao consumidor amplo (IPCA), disponível na base de dados do IBGE.

3.2 – Estratégia Empírica

Neste trabalho, estima-se um modelo VAR para analisar algumas hipóteses sobre as interações entre empréstimos bancários, política monetária e o comportamento das produções industriais no Brasil e no Nordeste.

Seguindo Walsh e Wilcox (1995), as variáveis utilizadas no exercício de estimativa do VAR são as seguintes:

- O logaritmo natural do índice de produção física mensal da indústria (LIND);
- A taxa de inflação mensal (INF);
- A taxa selic-over mensal (JURO);
- A taxa de juros mensal de mercado (JTG);
- O logaritmo natural do volume real de crédito mensal (LEG);
- O INPC da cidade de Salvador/BA (INFSSA)

Note-se que esse tipo de estratégia tem sido amplamente usado na literatura, com dados de periodicidade mensal e trimestral, em alguns casos, considerando-se indicadores do PIB e, em outros, usando-se essa própria variável (CHRISTIANO;

EICHENBAUM; EVANS, 1996; BERNANKE; MIHOV, 1998; LOWN; MORGAN, 2006).

Há várias formas de se representar um modelo VAR⁹ e uma delas é a equação (1) abaixo, onde β e Γ_1 são matrizes $n \times n$ de coeficientes, Γ_0 é um vetor $n \times 1$ de constantes, \mathbf{x}_t , \mathbf{x}_{t-1} são vetores $n \times 1$ com as variáveis do sistema e ε_t é um vetor $n \times 1$ de termos aleatórios (ENDERS, 2005). Note-se, entretanto, que esse modelo não está em forma reduzida porque as variáveis se influenciam contemporaneamente. Transformando-o para esta última forma, ele pode ser escrito como em (2), sem perda de generalidade (GREENE, 2008). Isto viabiliza sua estimação por mínimos quadrados ordinários e, após submetê-lo a um processo de identificação, recupera-se o modelo primitivo e estimam-se os choques estruturais do sistema.

$$\beta \mathbf{x}_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 \mathbf{x}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\mathbf{x}_t = A_0 + A_1 \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (2)$$

Obtêm-se, ainda, as funções de Impulso-resposta, a Decomposição da Variância do Erro de Previsão e a Decomposição Histórica da Variância. Através das funções de impulso-resposta, é possível observar como um choque em uma das variáveis do sistema repercute nas demais em um determinado horizonte de tempo, isto é, como essas variáveis saem do equilíbrio e a trajetória que percorrem.

A decomposição da variância mostra a proporção da variância do erro de previsão que é devida a inovações da própria variável e de outras variáveis no sistema.

De acordo com Burbidge e Harrison, (1985), a decomposição histórica é baseada na seguinte reorganização da representação de média móvel para uma série de tempo \mathbf{y} :

$$\mathbf{y}_{t+j} = \sum_{s=0}^{j-1} \Psi_s \mathbf{e}_{t+j-s} + \left[\mathbf{x}_{t+j} \beta + \sum_{s=j}^{\infty} \Psi_s \mathbf{e}_{t+j-s} \right] \quad (3)$$

O primeiro somatório representa a parcela de \mathbf{y}_{T+j} associada a inovações entre os períodos $t+1$ a $t+j$,

9 Veja Greene, (2008).

enquanto o termo entre colchetes é a previsão de \mathbf{Y}_{T+j} a partir de dados até o período T . Assim, através da decomposição histórica dos valores de uma série, os choques não antecipados a que ela é submetida são atribuídos a cada choque estrutural em cada data, permitindo calcular a proporção da influência de qualquer outra variável sobre ela, também, em cada data.

Então, é preciso recuperar o VAR primitivo após a estimação da versão reduzida do modelo e, para tanto, é preciso impor restrições aos valores dos coeficientes. Aqui, novamente seguindo Walsh e Wilcox (1995), utiliza-se a Decomposição de Choleski; assim, na matriz dos coeficientes, restringem-se a zero todos os que se situam acima da diagonal principal.

O número de defasagens do modelo foi determinado pelos critérios de seleção de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn. A ordem de entrada das variáveis no modelo, a mesma adotada por Walsh e Wilcox (1995), foi a seguinte: LIND, INF, JURO, JTG e LEG.¹⁰ Deste modo, para recuperar a forma primitiva do modelo, foram restringidos a zero os efeitos contemporâneos de: INF em LIND; JURO em INF e LIND; JTG em JURO, INF e LIND; e, bem assim, o efeito contemporâneo de LEG nas demais variáveis endógenas.

4 – OS RESULTADOS

Este trabalho objetiva avaliar, de forma separada, os efeitos da oferta e demanda de empréstimos sobre o volume real de crédito e sobre os produtos industriais. Por esse motivo, grande parte do esforço, a partir daqui, consiste em realizar várias tentativas para identificar a importância relativa de cada um desses lados do mercado, sendo que a demanda será identificada com o volume de empréstimos e a oferta, com a taxa de juro de mercado.

De acordo com Walsh e Wilcox (1995) e Bernanke e Blinder (1988), não se espera que choques na demanda de empréstimos sejam determinantes expressivos de mudanças no volume real de crédito bancário e no produto.

Para testar a importância relativa dos efeitos da demanda e da oferta de crédito sobre as variáveis de interesse, examinam-se as Figuras 1 e 2. Na primeira, com a qual se pretende testar a robustez do choque no volume de empréstimo, como representação do lado da demanda, expõem-se as funções impulso-resposta, mostrando os efeitos dinâmicos de um choque nessa variável. Os produtos industriais iniciam subidas pouco expressivas e não significantes, com o do Nordeste mantendo-se abaixo de 0,1% durante 4 anos. As do Brasil caem a um mínimo de 0,1%, um ano depois do choque, ensaiando uma ascensão que logo se esgota em torno de 0,2% em 4 anos. A taxa de inflação nacional, após uma breve subida, tende a cair ficando abaixo da tendência por volta do segundo ano. A inflação regional mostra uma pequena elevação e se mantém constante a partir do quinto mês. A *over-selic* manifesta o que pode ser uma reação do Banco Central, elevando-a, mas inicia um movimento de descida, situando-se abaixo da tendência após o décimo quinto mês.

Esses resultados mostram-se consistentes com o trabalho de Walsh e Wilcox (1995), no sentido de que choques na demanda de empréstimos têm pouco, se algum, efeito sobre o produto.

Na Figura 2, com a qual se pretende testar a robustez do choque na taxa de juro de mercado como representação do lado da oferta de empréstimos, mostram-se as funções impulso resposta de um choque naquela taxa. Observa-se que o produto industrial se reduz -0,7%, num movimento bem mais vigoroso do que o mostrado no gráfico anterior. O produto regional cai a -0,3%, revelando sensibilidade bem menor do que o nacional a um choque na taxa de juro de mercado; mesmo assim, uma resposta mais forte que a relativa ao choque do crédito. A inflação, em ambos os casos, dirige-se para a linha de tendência, com a variação dos preços nacionais apresentando um movimento mais significativo e mais longo. A variação regional do INPC volta à tendência a partir do quinto mês. Quanto à taxa *over-selic*, os movimentos, em ambos os casos, parecem refletir reações compensadoras do Banco Central ao choque da taxa de mercado.

Os resultados observados nas Figuras 1 e 2 mostram que a inclusão das variáveis do mercado

¹⁰ Para analisar os efeitos de um choque de JTG, a ordem de entrada das variáveis foi alterada para: LIND, INF, JURO, LEG e JTG.

de crédito, uma a cada vez, dá indicações favoráveis à hipótese do papel diferenciado que cada uma desempenha sobre o produto.

As Figuras 3 e 4 apresentam resultados de um VAR com cinco variáveis, que entram nas seguintes ordens, de modo que as variáveis do mercado de crédito são incluídas simultaneamente: LIND, INF, JURO, JTG e LEG; e LIND, INF, JURO, LEG e JTG.

Antes de analisar os gráficos, importa examinar se, no caso em que a taxa de juro de mercado e o volume real de crédito são determinados conjuntamente, a decomposição de Choleski é suficiente para identificar, separadamente, a oferta e a demanda de empréstimos. Para isso, foi estimado um VAR estrutural tipo Sims, (1986) e Bernanke, (1986). Nesse VAR, a taxa de juro de mercado e o volume real de empréstimos respondem, contemporaneamente, aos choques de oferta e de demanda. Essas equações foram identificadas excluindo-se a *over-selic* da equação de demanda e o produto e a inflação da equação de oferta. Nenhuma variável *dummy* foi incluída na estimação desse VAR estrutural.

Em seguida, realizou-se o seguinte exercício: os choques de oferta obtidos no VAR (tipo Sims-Bernanke) foram correlacionados com os choques da taxa de juro de mercado obtidos no VAR básico. Do mesmo modo, os choques de demanda foram correlacionados com os choques do volume real de empréstimos obtidos do VAR básico. A Tabela 1 mostra os resultados, onde se observam as elevadas correlações entre os choques de JTG e os de oferta de crédito, por um lado, e, por outro lado, entre os choques de LEG e os da demanda de crédito. Por outro lado, os coeficientes de correlação cruzados (choques

relacionados à oferta em um modelo *versus* choques relacionados à demanda em outro modelo, e vice-versa) revelaram-se muito baixos. As evidências são favoráveis a que se continue usando, neste trabalho, a decomposição de Choleski, que se revelou suficiente para identificar a oferta e a demanda de empréstimos.

O mesmo exercício foi implementado para os dados do Nordeste e, embora se tenha identificado a demanda de empréstimos, não foi possível identificar a oferta. Por esse motivo, segue-se analisando somente os dados em nível nacional.

Voltando-se às funções impulso-resposta das Figuras 3 e 4, na primeira, observa-se que, após um choque no volume de empréstimos, estes permanecem acima da tendência por todo o período de 4 anos, o mesmo acontecendo com o produto, embora este muito baixo, em torno de 0,2%. Nota-se ainda uma elevação temporária da taxa *over-selic*, compatível com uma reação do Banco Central a um produto e a uma inflação mais altos. A elevação inicial na taxa de juro de mercado reflete, provavelmente, dois fatores: um maior *spread* viabilizado pela alta demanda de empréstimos e um custo mais alto de captação causado por uma *over-selic* mais alta.

Todas as respostas são consistentes com o fato de que os choques no volume de empréstimos podem ser interpretados como medidas de choques na demanda, aceitação reforçada pelo destaque de que a inflação não se desloca para baixo da tendência.

Na Figura 4, a resposta do volume real de empréstimos é consistente com uma elevação da taxa de juro de mercado, refletindo uma redução na oferta. Observe-se que o volume real de crédito

Tabela 1 – Brasil: coeficientes de correlação entre variáveis selecionadas

Choques às Variáveis	Choques às Variáveis			
	Oferta de Crédito	JTG	Demanda de Crédito	LEG
Oferta de crédito	1,00	0,94	-	-0,22
JTG	0,94	1,00	0,23	-
Demanda de Crédito	-	0,23	1,00	0,97
LEG	-0,22	-	0,97	1,00

Fonte: Estimativas dos autores.

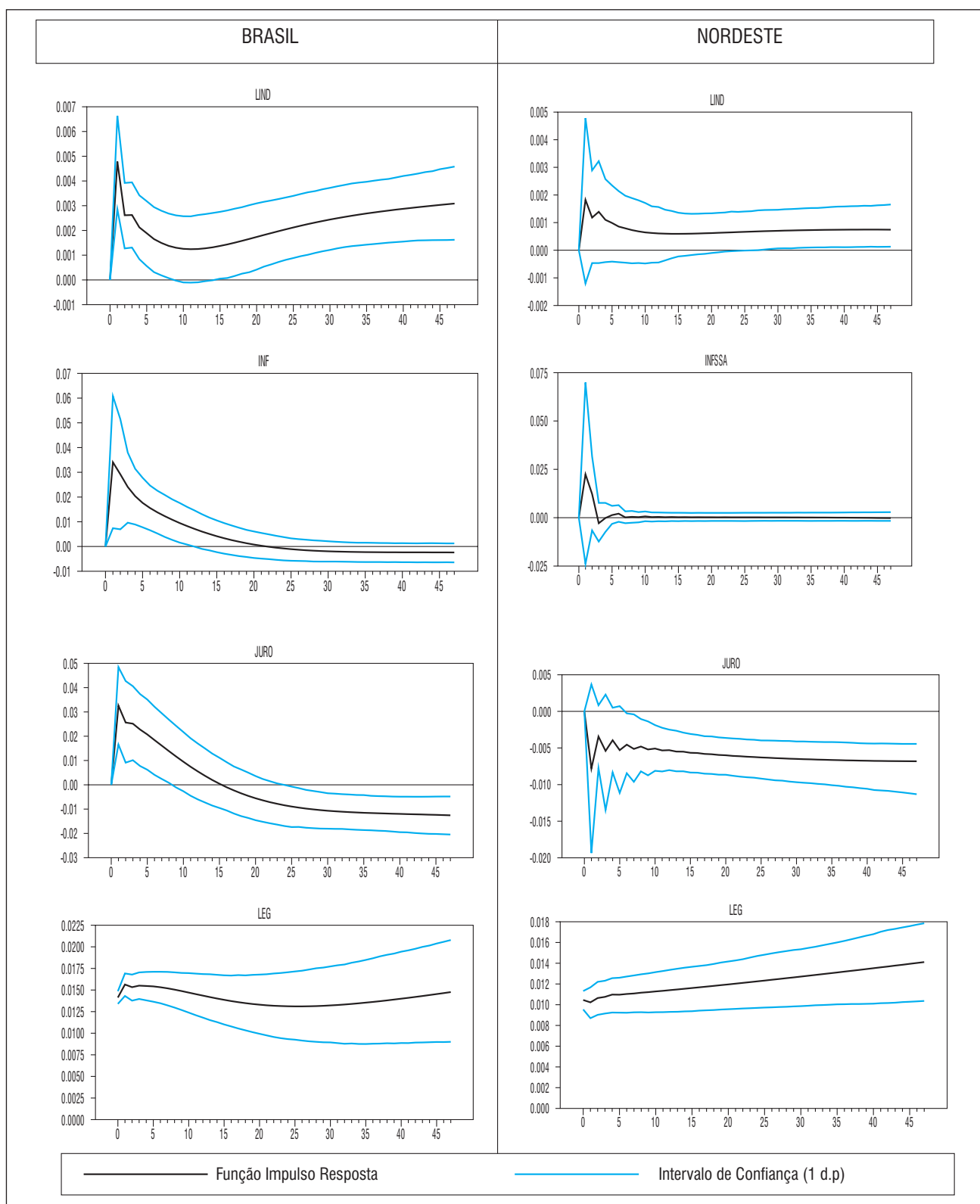


Figura 1 – Resposta a um choque no Volume Real de Crédito Bancário (os eixos verticais medem percentagens)

Fonte: Estimativas dos autores.

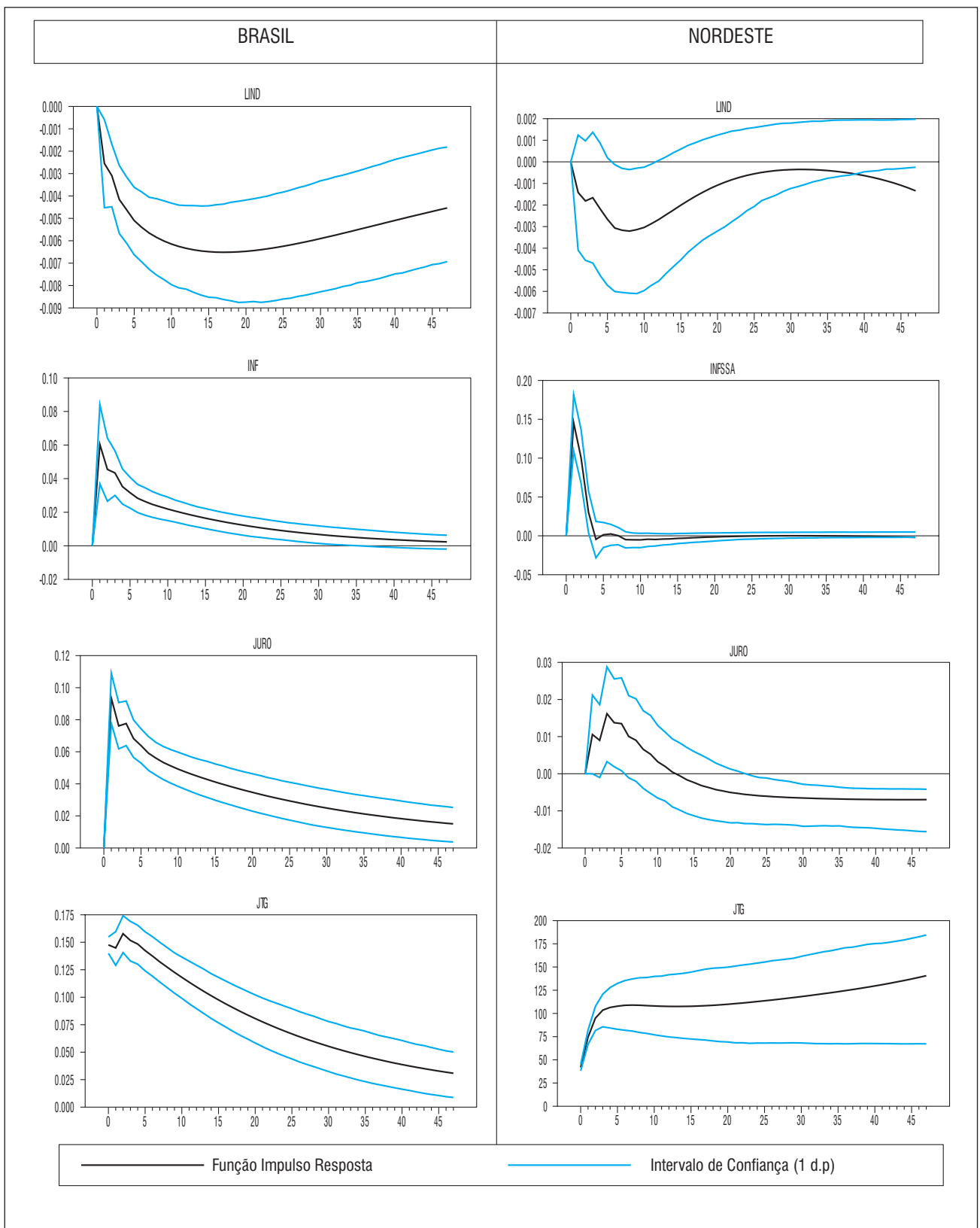


Figura 2 – Resposta a um choque na Taxa de Juro de Mercado (os eixos verticais medem percentagens)

Fonte: Estimativas dos autores.

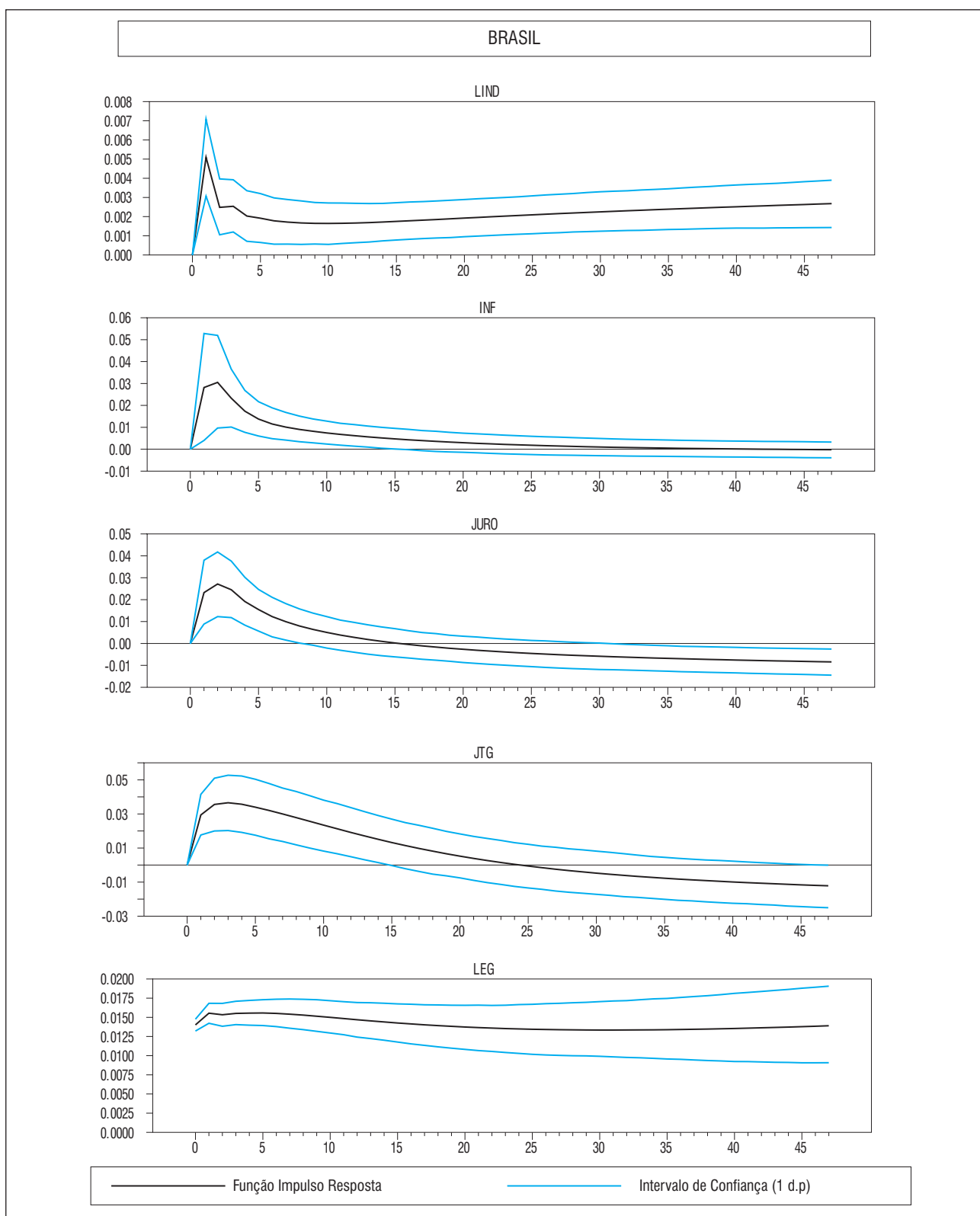


Figura 3 – Resposta a um choque no Volume Real de Crédito Bancário (os eixos verticais medem percentagens)

Fonte: Estimativas dos autores.

sofre queda imediata ao choque da taxa de juros e permanece abaixo da tendência pelo período de quatro anos. O produto também sofre redução para -0,5% e permanece nesse nível por quatro anos. Interessante notar que, em todos os casos em que se observou queda do produto abaixo da tendência, em resposta a choques de oferta de empréstimos bancários, esses não se reverteram. Isto, provavelmente, reflete a forte dependência que as empresas brasileiras têm em relação aos bancos. Outro fator provável, determinando esse comportamento, é que o Banco Central nunca conseguiu compensar os choques com reduções suficientes da taxa básica de juro.

A inflação também cai acompanhando o comportamento do produto, completando o quadro geral de consistência dos movimentos das variáveis, como respostas a uma redução da oferta de empréstimos.

A continuidade natural da investigação é examinar qual a importância dos choques de oferta de empréstimos para o produto e para o volume de crédito no VAR de cinco variáveis para um horizonte de 48 meses. Os resultados encontram-se na Tabela 2, que apresenta a decomposição da variância do erro de previsão para essas variáveis, o que permite a quantificação do contributo delas para as variâncias de si mesmas e de cada uma das demais.

No painel (a), consta a decomposição da variância do erro de previsão do produto, onde se verifica que a proporção atribuível aos choques da taxa de juro de mercado, a partir do décimo segundo mês, representa de três a quatro vezes a contribuição do volume de empréstimos, confirmando a hipótese de Walsh e Wilcox (1995) e Bernanke e Blinder (1988) de que a demanda de empréstimo não tem efeito sobre o produto. Nota-se, também, que a política monetária tem um efeito importante sobre a indústria, já que a variância da *over-selic* contribui com 21% em 12 meses e com 28% em quatro anos para a variância do erro de previsão do produto daquele setor. Trata-se de uma ordem de magnitude muito superior à encontrada por outros trabalhos para os Estados Unidos, como, por exemplo, Walsh e Wilcox (1995) e Lown e Morgan (2006). Finalmente, constata-se também que a variância da inflação contribui muito pouco para a

variância do produto, nem do crédito nem da taxa de juro de mercado.

Por outro lado, a evidência encontrada na literatura de que o produto causa empréstimo (no sentido VAR), mas não vice-versa (KING, 1986; RAMEY, 1993, *apud* LOWN E MORGAN, 2006), parece contrariada na Tabela 2, já que a oferta de empréstimo, enquanto captada pela taxa de juro de mercado, contribui com 11%, em 18 meses, e com 18%, em 48 meses, para a variância do erro de previsão do produto.

Diversamente dos resultados obtidos por Walsh e Wilcox (1995) para os Estados Unidos, o painel (b) da Tabela 2 mostra que os choques à taxa de juro de mercado contribuem com 9%, em 24 meses, e com 19%, em 48 meses, para a variância do erro de previsão dos empréstimos no Brasil. Além disso, no painel (c), pode-se constatar que a maior contribuição para a variância do erro de previsão da taxa de juro de mercado vem, exatamente, da *over-selic*, que representa os choques da política monetária. À medida que a taxa de juro de mercado foi identificada como oferta de crédito, isso pode ser interpretado como existência do canal de crédito bancário para o Brasil no período em estudo.

Aprofundando mais a pesquisa sobre a relação empréstimo-produto no Brasil, fez-se a decomposição histórica da série do valor real do volume de empréstimos, de modo que a proporção de contribuição do produto, da política monetária e da taxa de juro de mercado para as flutuações do volume de crédito pode ser calculada. Através dessa técnica, é possível analisar o papel de cada uma das variáveis em períodos específicos.

A Figura 5, painel (a), mostra que a contribuição do produto para flutuações do volume de crédito foi muito baixa no período 1995/2000, o mesmo acontecendo com a oferta de empréstimos até 1998 (painel c), de modo que, nesse período, a principal fonte de flutuações no crédito foram os choques da política monetária (painel b). A partir de então, a contribuição do produto é dominante, no período 2002/2003, e a oferta de empréstimo, em todos os demais anos.

A Figura 6 apresenta a contribuição das variáveis do mercado de crédito para as flutuações do produto,

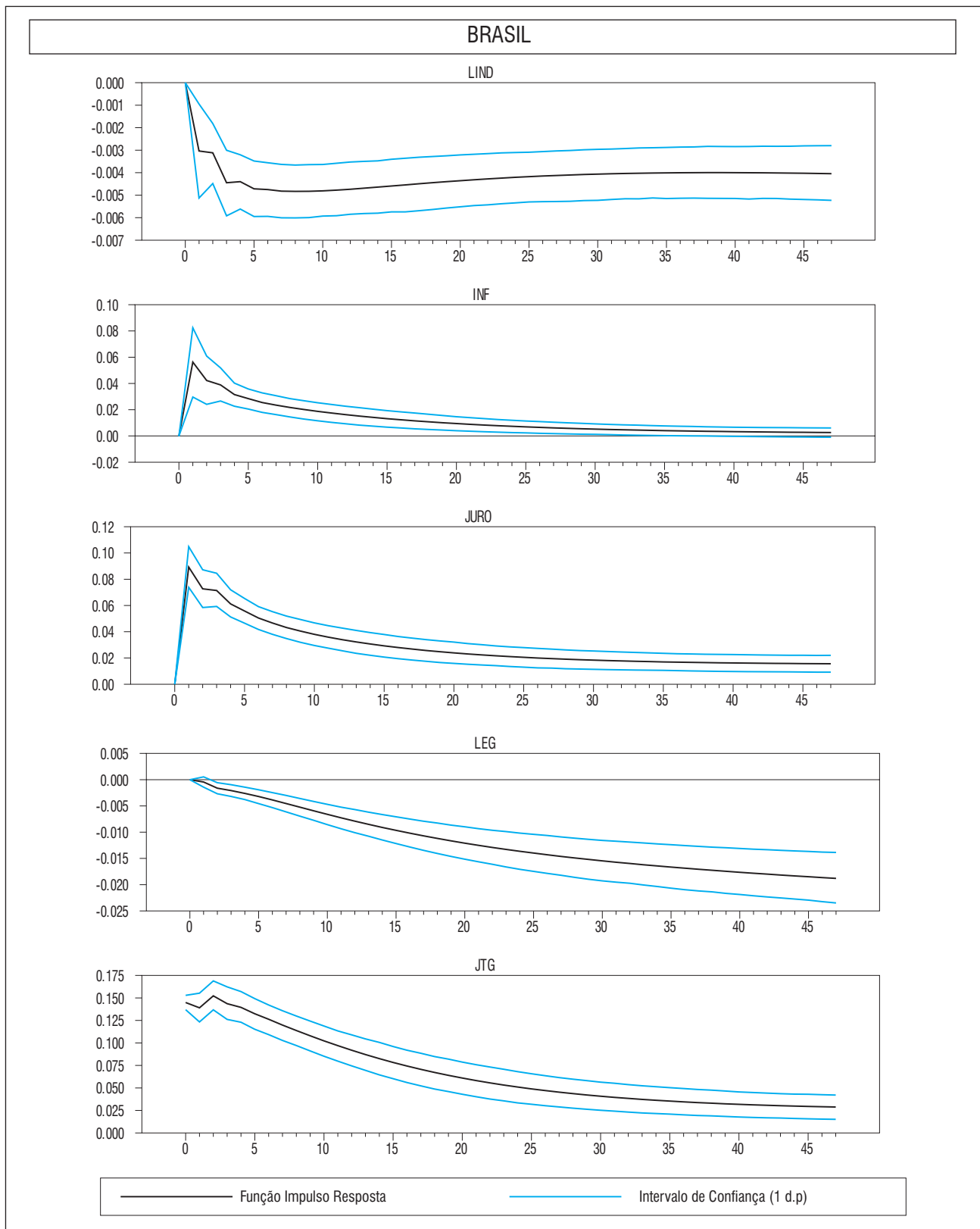


Figura 4 – Resposta a um choque na taxa de juro de mercado (os eixos verticais medem percentagens)

Fonte: Estimativas dos autores.

Tabela 2 – Decomposição da Variância para o Produto, o Crédito Bancário e a Taxa de Juro de Mercado

a. Produto

Horizonte	LIND	INF	JURO	JTG	LEG
3	88,349	0,207	7,898	1,072	2,475
6	79,369	0,189	14,541	3,493	2,408
12	68,857	0,219	20,832	7,576	2,517
18	62,637	0,277	23,500	10,708	2,878
24	58,327	0,348	24,928	13,012	3,386
36	52,154	0,496	26,599	16,102	4,649
48	47,493	0,634	27,710	18,151	6,011

b. Volume Real de Crédito

Horizonte	LIND	INF	JURO	JTG	LEG
3	3,013	2,117	1,627	0,614	92,629
6	13,650	2,863	1,865	0,420	81,200
12	29,037	2,730	6,184	2,220	59,830
18	33,059	2,439	11,744	5,460	47,297
24	32,425	2,249	16,367	8,942	40,018
36	28,306	2,052	22,586	14,929	32,126
48	24,685	1,958	26,222	19,159	27,976

c. Taxa de Juros de Mercado

Horizonte	LIND	INF	JURO	JTG	LEG
3	1,213	1,193	39,606	56,170	1,819
6	0,907	0,712	41,026	54,838	2,517
12	3,417	0,449	39,215	54,287	2,632
18	5,609	0,387	37,482	54,073	2,449
24	6,537	0,375	36,699	54,106	2,284
36	6,663	0,393	36,430	54,304	2,211
48	6,472	0,426	36,508	54,175	2,419

Fonte: Estimativas dos autores.

onde é possível constatar que a contribuição da demanda de empréstimo é inexpressiva em todo o período, exceto uma pequena influência, menos de 3%, em 1999/2000. Por outro lado, a contribuição da oferta é perceptível, sobretudo em 1997/2000 e 2002/2006.

5 – CONCLUSÕES

Neste trabalho, objetivou-se identificar a oferta e demanda de empréstimos bancários para o Brasil e para o Nordeste, além de testar os efeitos que os choques causados a esses dois lados do mercado

exercem sobre o volume de crédito e sobre os produtos industriais da economia brasileira e da economia regional.

No processo de identificação, foram estimados VARs estruturais com decomposições de Choleski e de Sims-Bernanke, revelando que a decomposição do primeiro tipo é suficiente para se obterem os choques de oferta e demanda de empréstimos para a economia brasileira, mas que, para a economia regional, é possível obter-se apenas a identificação da demanda.

A análise dos resultados, para a economia



Figura 5 – Contribuição do Produto, da *over-selic* e da Taxa de Juros de Mercado para as flutuações no Volume Real de Crédito Bancário (os eixos verticais medem percentagens)

Fonte: Estimativa dos autores.

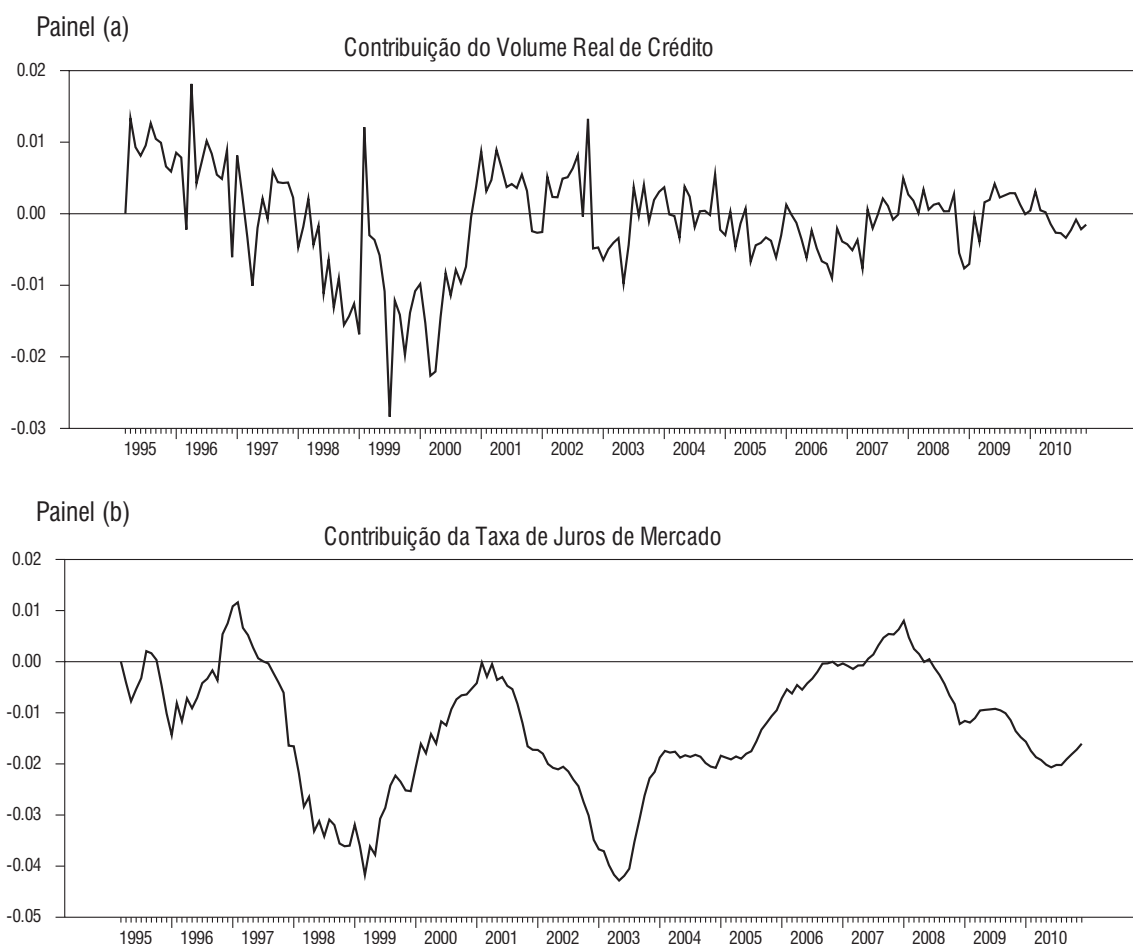


Figura 6 – Contribuição de Choques de Demanda e Oferta de Crédito para as Flutuações do Produto (os eixos verticais medem percentagens)

Fonte: Estimativa dos autores.

brasileira, revela que os comportamentos das funções impulso-resposta são consistentes com o que prevê a teoria do canal de crédito bancário (*bank lending channel*), confirmando que choques à demanda de empréstimos não exercem efeitos relevantes sobre as flutuações do produto e do volume real de crédito, enquanto os choques sobre a oferta de crédito têm importantes implicações para a economia, tanto em termos de influenciar as flutuações do PIB industrial como o volume real de crédito.

A decomposição da variância do erro de previsão do produto industrial é influenciada pela taxa de juro de mercado (*prox*y da oferta de empréstimos) em

11% e 18% nos horizontes de, respectivamente, 18 e 48 meses, contribuições substancialmente superiores às encontradas para os Estados Unidos por Walsh e Wilcox (1995). Por outro lado, a contribuição da demanda de empréstimos para a variância do erro de previsão do produto alcança um valor máximo de 6%, num horizonte de 48 meses.

O volume real de crédito também é impactado pelos choques da taxa de juro de mercado em valores comparativamente muito mais elevados – 15% em 36 meses e 19% em 48 meses – do que os encontrados pelos autores acima para os Estados Unidos (1,8% e 2,2% nos mesmos horizontes de tempo).

Destaque-se ainda a influência dos choques da política monetária tanto sobre o produto (23,5% e 28% da variância do erro de previsão em horizontes de 18 e 48 meses) como sobre os empréstimos (12% e 26% nos mesmos horizontes de tempo).

A decomposição histórica das variâncias do produto e do volume real de empréstimos permite observar ainda que as contribuições da política monetária da oferta de empréstimos mudam entre diferentes períodos.

Finalmente, e muito importante, observa-se que, no VAR com cinco variáveis, a principal fonte de choques sobre a oferta de moeda é a política monetária. Tendo em vista a influência da taxa de juro de mercado, relatada acima, sobre o produto industrial, pode-se concluir, com o modelo estimado, que há indícios da operacionalidade do canal de crédito bancário para o Brasil.

ABSTRACT

This paper investigates, empirically, banking credit channel operations in Brazil and, in the Northeast. Through Choleski's and Sims-Bernanke's decompositions it is identified the loans' supply and demand, and was concluded that, in the case of Northeast, it's only possible to identify the loans' demand. The results obtained for the Brazilian economy show that loans' supply exerts important effects on product's and real volume of credit's fluctuations and that the monetary policy is the main source of credit supply's disturbances, which points to the existence of the banking credit channel in Brazil.

KEY WORDS

Loan's Supply and Demand. Credit Channel. VAR..

REFERÊNCIAS

- ASHCRAFT, A. B. New evidence on the lending channel. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 38, n. 3, p. 751-775, 2006.
- Banco Central do Brasil. **Relatório Anual**. Banco Central do Brasil, v. 45, Brasília, 2009.
- Banco Central do Brasil. **Relatório Anual**. Banco Central do Brasil, v. 46, Brasília, 2010.
- BERGER, A. N.; DAVIES, S. M.; FLANNERY, M. J. Comparing Market and Supervisory Assessments of Bank Performance: Who Knows What When? ,” **Journal of Money, Credit, and Banking**. v. 32, n. 3, p. 641–667, 2000.
- BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, Elsevier, v. 25, n. 1, p. 49-99, jan. 1986.
- BERNANKE, B., e A. BLINDER. Credit, Money, and Aggregate Demand. **American Economic Review**, p. 435-439, maio, 1998.
- BERNANKE, B.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995.
- BERNANKE, B. S.; MIHOV, I. Measuring monetary policy. **Quarterly Journal of Economics**, v. 113, n. 3, p. 869–902, 1998.
- BOUGHRARA, A.; GHAZOUANI, S. Is there a bank lending channel of monetary policy in selected Mena Countries? A comparative analysis. **Middle East Development Journal (MEDJ)**, v. 2, n. 2, p. 251–282, 2010.
- BURBIDGE, J.; HARRISON, A. An historical decomposition of the great depression to determine the role of money. **Journal of Monetary Economics**, v. 16, n. 1, p. 45-54, 1985.
- CAPPIELLO, L. et al. Do bank loans and credit standards have an effect on output? A panel approach for the Euro area. **Working Paper Series 1150**, European Central Bank, 2010.
- CHAUVET, M. The Brazilian business and growth cycles. **Revista Brasileira de Economia**, Rio

de Janeiro, v. 56, n. 1, p. 75-106, 2002.

CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. The effects of monetary policy shocks: evidence from the flow of funds. **Review of Economics and Statistics**, v. 78, n. 1, p. 16–34, 1996.

CLAUS, I. The effects of bank lending in an open economy. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 39, n. 5, p. 1213-1243, ago. 2007.

DEN HAAN, W. J., S. W. SUMMER, E G. M. YAMASHIRO. Bank loan portfolios and the monetary transmission mechanism. **Journal of Monetary Economics**, v. 54, n. 4, p. 904-924, 2007.

DRISCOLL, J. Does bank lending affect output? Evidence from the U.S. states. **Journal of Monetary Economics**, v. 51, n. 1, p. 451–471, 2004.

EICKMEIER, S.; HOFMANN, B.; WORMS, A. Macroeconomic fluctuations and bank lending: evidence for Germany and the Euro area. **Discussion Paper, Series 1: Economic Studies**, Deutsche Bundesbank, n. 34, 2006.

ENDERS, W. **Applied econometrics time series**. New Jersey: John Wiley & Sons Inc., 2005.

FRIEDMAN, B. M.; KUTTNER, K. N. Economic activity and the short-term credit markets: an analysis of prices and quantities. **Brookings Papers on Economic Activity**, v. 2, n. 1, p. 193-283, 1993.

GERTLER, M., E S. GILCHRIST. Monetary policy, business cycles and the behavior of small manufacturing firms. **Quarterly Journal of Economics**, v. 109, n. 2, p.309-340, 1994.

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

GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 6. ed. New York: Prentice Hall, 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA-(IBGE). Sistema IBGE de Recuperação Eletrônica (SIDRA). **Censo Demográfico 2010**. 2010. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/> >. Acesso em: 06 mar. 2013.

KIM, S. Do monetary policy shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries. **Journal of International Economics**, v. 48, n. 1, p. 387–412, 1999.

KASHYAP, A.; STEIN, J. The impact of monetary policy on bank balance sheets. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 42, n. 1, p. 151-195, 1995.

KASHYAP, A. K., J. C. STEIN, E D. W. WILCOX. Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance. **American Economic Review**, v. 83, n. 1, p. 78-98, 1993.

KING, S. R. Monetary transmission: through bank loans or bank liabilities? **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 18, n. 3, p. 290-303, 1986.

KISHAN, R.; OPIELA, T. Bank size, bank capital and the bank lending channel. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 32, n. 1, p. 121-141, 2000.

LOWN, C. S.; MORGAN, D. P. The credit cycle and the business cycle: new Findings using the loan officer opinion survey. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 38, n. 6, p. 1575-1597, 2006.

NIELSEN, J. H. Trade credit and the bank lending channel. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 34, p. 226-253, 2002.

OLINER, S. D.; E G. D. RUDEBUSCH. Is there a bank lending channel for monetary policy? Federal Reserve Bank of San Francisco – **Economic Review**, Spring, p. 3-20, 1995.

PEEK, J.; ROSENGREN, E.S. Bank regulation and the credit crunch. **Journal of Banking and**

Finance, v. 19, n. 3-4, p. 679-692, 1995.

PEEK, J.; ROSENGREN, E. S.; TOOTELL, G. M. B. Identifying the macroeconomic effect of loan supply shocks. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 35, n. 6, p. 931-946, 2003.

RAMEY, V. How important is the credit channel in the transmission of monetary policy? **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, n. 39, dez. p. 1-45, 1993.

RJOUB, S.; RABBAIE, A. Does bank lending affect output? Evidence from an emerging market. **International Research Journal of Finance and Economics**, v. 46, p. 63-70, 2010.

ROMER, C. D., e D. H. ROMER. Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman

and Schwartz. In: **NBER Macroeconomics Annual 1989**, p. 12-170, Cambridge, Massachusetts: MIT Press, 1990.

SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis?. **Quarterly Review**, Federal Reserve Bank of Minneapolis, v. 1, p. 2-16, 1986.

SOUZA SOBRINHO, N. **Uma avaliação do canal de crédito no Brasil**. Rio de Janeiro: BNDES, 2003.

WALSH, C. E. **Monetary theory and policy**. Cambridge: The MIT Press, 2010.

WALSH, C. E.; WILCOX, J. A. Bank credit and economic activity. **Conference Series: Proceedings**, Federal Reserve Bank of Boston, p. 83-125, 1995.