



Revista Brasileira de Finanças

ISSN: 1679-0731

rbfin@fgv.br

Sociedade Brasileira de Finanças

Brasil

Maciel Silva, Igor Ézio; Fernandes Bezerra, Jocildo; Chaves Lima, Ricardo  
Determinantes de longo prazo do crédito no Brasil: liquidez versus capital bancário  
Revista Brasileira de Finanças, vol. 14, núm. 3, julio-septiembre, 2016, pp. 375-402  
Sociedade Brasileira de Finanças  
Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=305850693003>

- Como citar este artigo
- Número completo
- Mais artigos
- Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal

Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

# Determinantes de longo prazo do crédito no Brasil: liquidez *versus* capital bancário

(Long run determinants of credit in Brazil: liquidity versus bank capital)

Igor Ézio Maciel Silva\*

Jocildo Fernandes Bezerra\*\*

Ricardo Chaves Lima†

## Resumo

O presente estudo aborda a questão do canal de crédito bancário no Brasil, com dados agregados mensais, do período 2004:12 a 2013:11. Estima VECM para identificar as funções de demanda e oferta de empréstimos bancários, de longo prazo, através de testes de restrições de exclusão e de exogeneidade aplicados às relações de cointegração obtidas. Este trabalho amplia resultados obtidos anteriormente (Mello e Pisu, 2010) para o Brasil, mostrando que o oferta de empréstimos depende do spread da taxa de juros e que, para o período estudado, o estoque de crédito bancário contém informações sobre a trajetória futura da inflação. Ademais, realiza-se teste de robustez em relação aos resultados obtidos em Bezerra et al. (2016), utilizando a medida de capital bancário inicialmente usada em Mello e Pisu (2010) e observa-se que tanto essa variável como a liquidez bancária apresentam forte significância estatística.

**Palavras-chave:** Canal de Crédito Bancário, Brasil, VECM.

**Código JEL:** E44, E52, C32.

---

Submetido em 02 de fevereiro de 2016. Reformulado em 27 de setembro de 2016. Aceito em 19 de dezembro de 2016. Publicado on-line em 27 de abril de 2017. O artigo foi avaliado segundo o processo de duplo anonimato além de ser avaliado pelo editor. Editor responsável: Márcio Laurini.

\*Programa de Pós-Graduação em Economia (PPECO) da UFRN. E-mail: igormacielsilva@gmail.com. \*\*Professor Associado do Departamento de Economia (DECON) e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES) da UFPE. E-mail - jocildo.bezerra@gmail.com. †Professor Associado do Departamento de Economia (DECON) e do Programa de Pós-Graduação em Economia (PIMES) da UFPE. E-mail - chaveslima@gmail.com.

*Rev. Bras. Finanças (Online), Rio de Janeiro, Vol. 15, No. 3, July 2016, pp. 375-402*

*ISSN 1679-0731, ISSN online 1984-5146*

©2016 Sociedade Brasileira de Finanças, under a Creative Commons Attribution 3.0 license - <http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>

### **Abstract**

This study addresses the issue of the bank-lending channel in Brazil, with monthly aggregated data for the period 2004:12 to 2013:11. Using Vector Error Correction Model (VECM), the paper identifies the functions of long-term demand and supply of bank loans through exclusion restrictions and exogeneity, applied to the estimated cointegration relations. The research extends previous results (Mello and Pisu, 2010) for Brazil, showing that the supply of loans depends on the banking spread and that, for the analyzed period, the stock of bank credit contains information about the future path of inflation. In addition, it performs robustness test in relation to the results obtained in Bezerra et al. (2016) using the bank capital measure initially used in Mello and Pisu (2010) and notes that the bank capital and systemic liquidity have strong statistical significance.

**Keywords:** Bank Lending Channel, Brazil, VECM.

## **1. Introdução**

A expansão do crédito bancário no Brasil é um fato recente, ocorrido após a implantação do Regime de Metas de Inflação, da adoção do câmbio flutuante e do estabelecimento de um superávit primário a ser cumprido pelo governo. Antes disso, o crédito era escasso e muito caro, devido à instabilidade monetária, aos baixos níveis de competição bancária, ao insuficiente fluxo de informações no mercado e aos efeitos dos déficits públicos (Banco Central, 2003; Padilla e Raquejo, 2000).

Além de muito elevados, os juros eram também mais expostos aos choques, internos e externos, cenário que aumentava a inadimplência e, consequentemente, o spread bancário, inviabilizando, para as empresas, um alinhamento entre os custos financeiros e a rentabilidade dos seus investimentos. No ano 2000, as operações de crédito ao setor privado no Brasil eram inferiores a 38% do PIB, comparadas com 68% no Chile, 73% nos Estados Unidos e não menos de 100% em países da Europa. A situação era ainda pior, aqui no Brasil, no que diz respeito às operações realizadas com recursos livres, as quais representavam, naquele ano, algo da ordem de 10,88% do PIB<sup>1</sup>.

A implantação do Programa denominado “Juros e Spread Bancário no Brasil” mudou substancialmente o panorama do crédito, durante a primeira década de 2000, e continua mudando na segunda, expandindo a

---

<sup>1</sup> Ver Banco Central (2003) e CNI (2002).

oferta, alongando prazos e baixando os custos dos empréstimos e financiamentos praticados no país<sup>2</sup>. Recentemente, o crédito foi impulsionado pelo dinamismo do mercado de trabalho e pelos elevados níveis de confiança do empresariado e dos consumidores, alcançando, em 2012, 53,8% do PIB sendo 31,8% com recursos livres e 22,0% com recursos direcionados<sup>3</sup>.

Os efeitos do crédito sobre o setor real da economia são bem documentados em trabalhos como os de: Bernanke e Blinder (1988), Bernanke e Gertler (1989, 1990), Bernanke, Gertler e Gilchrist (2000) e Kyiotaki e Moore (1997). O crédito bancário, em particular, tem sido objeto de inúmeros estudos, iniciando-se essa tradição com o trabalho pioneiro de Bernanke e Blinder (1992) no qual os autores enfatizam os impactos da política monetária sobre a oferta de empréstimos dos bancos.

A visão de Bernanke e Blinder (1992) foi logo reconsiderada, pois, segundo Romer e Romer (1990), os choques monetários afetam simultaneamente os dois lados do mercado de crédito e fica, assim, indefinido se uma subsequente queda do produto, em consequência desses choques, está associada à demanda, ou à oferta de crédito, ou a ambas (Walsh, 2010).

Estabeleceu-se, assim, o problema da identificação, isto é, como decidir, claramente, se um choque de política monetária influencia o setor real da economia através, especificamente, da oferta de crédito (e/ou da demanda)?

Alguns autores têm procurado resolver o problema da identificação trabalhando com informações desagregadas, considerando, explicitamente, a heterogeneidade de tamanhos dos demandantes e das fontes de crédito, para identificar os diferentes graus de sensibilidade aos efeitos dos choques da política monetária.

Dentre os estudos dessa natureza para os Estados Unidos, citam-se: Gertler e Gilchrist (1993), Gilchrist e Zakrajsek (1995) e Oliner e Rudebusch (1995) Kashyap e Stein (1997). Kishan e Opiela (2000). A existência do canal de crédito bancário é identificada pelas restrições de

---

<sup>2</sup> Uma detalhada descrição das ações implementadas ao longo do tempo, desde 1999, se encontra na série de trabalhos publicados pelo Banco Central sob o título: Relatório de Economia Bancária e Crédito, disponível em <http://www.bcb.gov.br/?spread> (último acesso em 20/12/2016).

<sup>3</sup> Banco Central (2012).

empréstimos e de liquidez enfrentadas, respectivamente, por empresas e bancos após um choque de política monetária.

No Brasil, alguns autores têm abordado o problema utilizando, em muitos casos, as mesmas metodologias dos estudos acima. Entre eles, Graminho e Bonomo (2002), Takeda *et al.* (2005), Oliveira e Neto (2008), Coelho *et al.* (2010), Ianaze (2011) e Oliveira (2010), utilizam dados desagregados. Todos esses estudos constataam a operacionalidade do canal de crédito bancário.

Observe-se, porém, que a tentativa de resolver o problema de identificação através dessa estratégia - informações desagregadas - cria outro problema, qual seja, o da agregação, isto é, dificulta a observação quantitativa dos choques monetários sobre o volume de crédito (Kashyap e Stein, 2000).

Para contornar essa dificuldade, recentemente têm-se utilizado modelos VECM em que se estimam vetores de cointegração, representando relações de longo prazo entre indicadores de crédito e outras variáveis macroeconômicas, e se aplicam restrições aos coeficientes desses vetores para a identificação das funções oferta e demanda de crédito, como em Hulsewig (2000, 2006), Kakes (2000), Calza *et al.* (2006) e, mais recentemente, Mello e Pizu (2009), para o Brasil, e Sun *et al.* (2010) para a China.

O presente trabalho segue nessa mesma linha de pesquisa e, assim como em Mello e Pisu (2010), objetiva identificar os determinantes da oferta e da demanda de crédito para o Brasil utilizando um VECM com dados agregados mensais. Este trabalho apresenta várias diferenças, no entanto, em relação ao daqueles autores, entre elas o período considerado, 2004:12 a 2013:11, o qual abrange toda a duração da crise financeira mundial, iniciada em 2008, até agora. Outra diferença é a substituição do capital, na função oferta dos bancos, por um indicador de liquidez<sup>4</sup> (ver seção sobre os dados) que tenta captar a dimensão sistêmica dessa variável, pois Segundo Alper *et al.* (2012) os bancos consideram não apenas a sua própria liquidez, mas também a liquidez sistêmica.

<sup>4</sup> Esse indicador segue a mesma orientação de Kashyap e Stein (2000) e Alper *et al.* (2012), mas, ao invés de se referir a cada banco, é calculado para o agregado das do Banco Central contidos nos indicadores monetários no item Analytical Accounts Of Other Depository Corporations e instituições com dados organizados segundo metodologia internacional. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries> (último acesso em 20/12/2016)

Esse indicador se mostrou fortemente significativo na função oferta. Além disso, foi possível identificar a relação entre o volume ofertado de empréstimos e o spread e se obteve evidência de que os desequilíbrios no mercado de crédito contêm informações sobre a inflação futura, resultados não obtidos em Mello e Pisu (2010).

Teste de robustez em relação aos resultados obtidos em Bezerra *et al.* (2016), utilizando a medida de capital bancário inicialmente usada em Mello e Pisu (2010) constata que tanto essa variável como liquidez sistêmica apresentam forte significância estatística, na função oferta de crédito.

O trabalho se estrutura em cinco partes incluindo a introdução. Na segunda parte, faz-se uma revisão da literatura. Na terceira parte apresentam-se os dados e a estratégia empírica, na quarta parte apresentam-se os resultados e na quinta parte são alinhadas algumas conclusões.

## 2. Revisão da literatura

A revisão da literatura pretende cobrir três tópicos dos estudos sobre o canal de crédito bancário: primeiro, comentam-se, resumidamente, os fundamentos teóricos; em seguida, alinham-se os perfis dos principais estudos empíricos, restringindo-se, no entanto, àqueles que têm usado a metodologia VECM; finalmente, busca-se justificar a introdução da liquidez e do capital bancário na função oferta de empréstimos.

### 2.1. A Visão Teórica

Os fundamentos teóricos para a operacionalidade do canal de crédito bancário foram lançados no trabalho pioneiro de Bernanke e Blinder (1988). A estratégia consistiu em introduzir mais um mercado no modelo IS/LM, qual seja, o mercado de crédito, cujo lugar geométrico dos pontos de equilíbrio<sup>5</sup> é influenciado por choques diferentes daqueles que afetam a IS, destacando-se, nesse caso, os choques monetários. O modelo mostra, portanto, que um choque de política monetária afeta o setor real tanto pelo canal tradicional da taxa de juro como pelo canal de crédito bancário. Nesse mesmo trabalho os autores destacam que os choques de

---

<sup>5</sup> O que seria a função IS, no modelo IS/LM, passa a ser CC designando os mercados de bens e de crédito (Commodities and Credit) conforme Bernanke e Blinder (1988, Figura 1).

oferta de crédito são mais fáceis de identificar e são mais frequentes do que os choques de demanda de crédito.

Apolítica monetária influencia a oferta de empréstimos pelos bancos se estes não têm como substituir as suas obrigações representadas pelos depósitos e, por sua vez, os choques na oferta de empréstimos afetam as decisões de gastos dos agentes econômicos se estes não tiverem como substituir essa fonte de recursos.

Segundo Cecchetti (1995, p. 87), *“In addition to differences stemming from the relative importance of shifts in loan demand and loan supply the lending view also predicts cross-sectional differences arising from balance sheet considerations”*. Assim, pode-se considerar que a visão teórica fundamentada em Bernanke e Blinder (1988) se expande em Bernanke e Getler (1989) e Bernanke e Getler (1990), onde os autores incluem a importância dos efeitos dos balanços das empresas e das famílias para a obtenção de empréstimos e para a explicação do ciclo econômico.

Cecchetti (1995) sugere um modelo, com base em Tobin (1963) e em Fama (1980), para explicar porque uma alteração na taxa de juro monetária cria demanda por ativos que se encontram com ofertas líquidas nulas. Parte do princípio de que, dadas as preferências, as proporções dos diversos ativos na riqueza de um indivíduo, em equilíbrio, dependem das rentabilidades relativas esperadas desses ativos, e de variáveis reais como o consumo e a riqueza. Na medida em que a política monetária altera a estrutura das rentabilidades, os intermediários financeiros alteram a estrutura dos seus ativos em resposta ao desejo dos agentes econômicos de mudarem os perfis dos seus portfólios.

## 2.2. A Visão Empírica

A literatura que trata da evidência empírica sobre a existência e operacionalidade do canal de crédito bancário, usando a metodologia VECM, enfatiza as relações de equilíbrio de longo prazo do mercado e aborda o problema da identificação, antes referido, estimando diretamente as funções de oferta e demanda de crédito. Em geral, a estratégia consiste em estimar vetores de cointegração entre variáveis do setor financeiro e do setor real da economia e, em seguida, impor restrições de exclusão e de homogeneidade (Juselius, 2006).

Essa literatura vem crescendo com rapidez (Melo e Pisu, 2010) e é representada, atualmente, por trabalhos que abrangem tanto economias

desenvolvidas, a exemplo de Hulsewig (2000), Kakes (2000) e Calza *et al.* (2006), como economias emergentes (Mello e Pisu, 2010; Ludi e Ground, 2006; Sun *et al.*, 2010).

Embora esses trabalhos tenham em comum a utilização do modelo VECM, diferem nas especificações funcionais, sobretudo em relação à oferta de empréstimos, pois a demanda é normalmente especificada com sua apresentação tradicional dos livros textos, ou seja, dependendo da renda e da taxa de juro de mercado<sup>6</sup>.

Hulsewig (2000), usando dados agregados trimestrais, do período 1975:1 a 1998:4, para a Alemanha, encontra três vetores de cointegração e identifica uma função oferta que depende do spread bancário, ou seja, da diferença entre a taxa de juro de mercado e a taxa de juro da política monetária, e de uma *proxy* para o capital dos bancos. Este é representado pelo volume acionário dos bancos (*bank's equity position*) que o autor aproxima como sendo: o capital subscrito, as reservas, o capital representado pelos direitos de participação, e o fundo de cobertura contra riscos. O autor encontra evidência da operacionalidade do canal de crédito bancário para aquele país.

Kakes (2000) usa dados trimestrais agregados para a Holanda, no período 1979:1 a 1993:4, encontra dois vetores de cointegração, entretanto não identifica evidência significativa de funcionamento do canal de crédito bancário naquele país.

Calza *et al.* (2006) usa dados trimestrais agregados para países da Euro-área, no período 1981:4 a 2001:3 e encontra apenas um vetor de cointegração que identifica como a demanda de empréstimos.

Mello e Pisu (2010) usam dados mensais agregados, para o Brasil, no período 1995:12 a 2008:6, e encontram dois vetores de cointegração que identificam como demanda e oferta de empréstimos bancários, sendo a demanda determinada por um indicador do PIB industrial, pela taxa de juro de mercado e pela taxa de inflação, e a oferta determinada pelo capital dos bancos, pelas taxas de juro de mercado e da política monetária, e pela taxa de inflação. Os testes de exclusão aplicados nas duas equações geram sinais estimados para os coeficientes de interesse dos autores os quais se apresentam de acordo com as previsões da teoria.

---

<sup>6</sup>Calza *et al.* (2006) inclui, também, a taxa de inflação na função demanda de empréstimos.



Ludi e Ground (2006) usam dados trimestrais do período 1987:1 a 2004:4 para testarem a operacionalidade do canal de crédito bancário na África do Sul no contexto de um PVECM. A principal característica da implementação da política monetária naquele país é que o Banco Central aprovisiona reservas aos bancos através da recompra de ativos, sendo, portanto, a taxa de juro de recompra o instrumento de política monetária. Os autores concluem que os empréstimos bancários na África do Sul são governados pela demanda de consumo e não pela oferta dos bancos, o que exclui a operacionalidade do canal de crédito bancário já que este é mais eficaz quando os empréstimos são governados pela oferta dos bancos.

Sun *et al.* (2010) usam dados mensais agregados, do período 1996 a 2006, para a China, estimam um modelo VECM e identificam relações de longo prazo que ligam os indicadores de política monetária, as variáveis dos balanços dos bancos e as variáveis do setor real da economia. Em particular, as equações de longo prazo revelam a existência de uma relação inversa entre o volume de títulos no portfolio dos bancos e o volume de empréstimos o que pode constituir um sinal de que a liquidez representa um papel importante no lado da oferta.

### **2.3. A Liquidez como Determinante da Oferta de Empréstimos Bancários**

A importância da liquidez na decisão dos bancos oferecerem empréstimos aparece na literatura em Bernanke e Getler (1995) os quais argumentam que o impacto da política monetária pode transcender aquele que se transmite pelas elasticidades juro do consumo e do investimento na medida em que comprometa os fundos para empréstimos de que dependem os bancos, isto é, os depósitos e aqueles não tenham fontes alternativas de recursos.

As tentativas de testar essa hipótese deram origem a uma extensa lista de estudos empíricos. Kashyap e Stein (1994, 2000), em trabalhos para a economia americana, chamam a atenção para o fato de que bancos de diferentes tamanhos têm distintos coeficientes de títulos/ativos totais de modo a se protegerem, em termos de liquidez, contra eventuais, e talvez imprevistas, reduções dos seus depósitos. Mostram, ainda, que a política monetária tem importantes efeitos sobre os bancos com menos liquidez e, sobretudo, sobre os bancos menores.

Estudos realizados para a Turquia usando a mesma abordagem metodológica dos autores acima, tais como Şengönül e Thorbecke (2005) e Brooks (2007) demonstram que a liquidez dos bancos influencia a oferta de empréstimo.

Ehrman *et al.* (2001), apud Dias e Olivero (2010), ampliam o modelo de Bernanke e Blinder (1988) para estudarem o papel das características específicas dos bancos (tamanho, liquidez, capitalização) no processo de transmissão dos efeitos da política monetária na área do Euro, destacam a importância da liquidez e não encontram evidência de efeitos da capitalização e do tamanho dos bancos na oferta de empréstimos.

Para o Brasil, Takeda *et al.* (2005) examina a reação dos bancos à política monetária com dados desagregados e constata que o impacto nas reservas compulsórias tem efeito expressivo sobre a liquidez, principalmente dos grandes bancos, afetando, portanto, os empréstimos desses estabelecimentos.

Os trabalhos sumariados acima apontam a importância da liquidez como uma das características específicas dos bancos, isto é, como um atributo particular de cada estabelecimento na determinação de sua conduta em resposta aos choques de política monetária. Mais recentemente, tem-se apontado a liquidez sistêmica como um fator decisivo nesse aspecto e, ao que parece, quem primeiro empregou algo próximo desse conceito em trabalho empírico foi Ehrmann e Worms (2004). Em estudo para a economia Alemã, esses autores identificam as redes de bancos (*bank networks*) como uma fonte mais ampla de recursos, os quais são disponibilizados para unidades de todos os tamanhos pertencentes à rede, deixando-as relativamente protegidas das políticas monetárias contracionistas.

Alper *et al.* (2012) empregou o conceito para a Turquia, usando dados sobre as operações de mercado aberto e constatou que os bancos consideram não apenas as suas posições individuais de liquidez, mas também a liquidez sistêmica.

#### **2.4. O Capital como Determinante da Oferta de Empréstimos Bancários**

Existe uma extensa literatura que avalia, empiricamente, a importância do capital bancário como determinante da oferta de empréstimos e há evidências a favor e contra a influência dessa variável.

Nesta seção, faz-se uma breve apresentação de alguns dos importantes trabalhos nessa área abrangendo economias desenvolvidas e em desenvolvimento.

Entre os trabalhos que constataam efeitos do capital na função oferta de empréstimos destacam-se Gambacorta e Mistrulli (2003) em trabalho sobre a economia italiana. De acordo com esses autores, os bancos bem capitalizados podem melhor proteger os seus empréstimos contra os efeitos de uma política monetária restritiva, já que eles podem levantar fundos independentemente do que aconteça com os depósitos.

Gambacorta e Shin (2016), também em trabalho realizado para a área do Euro, observam que um ponto percentual de aumento na razão entre a posse de ações e os ativos totais eleva em 0,6 ponto percentual a taxa de crescimento dos empréstimos anuais.

Barno e Blaes (2011) estudando as causas da redução do crédito na Alemanha, no período 2009 a 2010, encontra que mais de um terço dessa redução se deveu a ajustamentos restritivos nos custos do capital bancário, nas condições de financiamento do mercado e na posição de liquidez dos bancos.

Aktas e Tas (2007), em trabalho para a Turquia, usando um indicador de restrição de capital, mostram que os bancos não sujeitos a tal restrição respondem mais fortemente à política monetária.

Matousek e Sarantis (2009) num estudo para oito países da União Europeia, usando dados de painel, para o período 1994 a 2003, acham evidência de que o tamanho do banco e a liquidez parecem ser os fatores principais na reação dos empréstimos à política monetária.

### 3. Metodologia

#### 3.1. Os Dados

Neste item apresentam-se as variáveis usadas neste trabalho destacando o significado de cada uma, as respectivas fontes, a periodicidade e o detalhamento do cálculo do indicador de liquidez representado pela variável  $LIQ$  constante do vetor  $Z_t$  especificado abaixo.

As observações relativas às variáveis são de periodicidade mensal e cobrem o período 2004:12 a 2013:11.

O vetor  $Z_t$  é composto pelas seguintes variáveis:

$$Z_t = [r_t^m, r_t^l, L_t, LIQ_t, \pi_t, y_t]',$$

onde  $r_t^m$  é a taxa de juro da política monetária (Selic em % a.a.) subtraída a taxa de inflação (em % a.a.) medida pelo IGP-DI (FGV),  $r_t^l$  é a taxa média de juros para empréstimos (em % a.a.) subtraída a taxa de inflação (em % a.a.) medida pelo IGP-DI (FGV),  $L_t$  é o logaritmo do volume de crédito (recursos livres) no Brasil deflacionado pelo IPCA (IBGE),  $LIQ_t$  é um indicador de liquidez sistêmica,  $\pi_t$  é a taxa mensal de inflação medida pelo IGP-DI (FGV), e  $y_t$  é o logaritmo do índice da produção industrial geral do Brasil dessazonalizado<sup>7</sup>. O teste da raiz unitária será aplicado no contexto multivariado, conforme Juselius (2006), e os resultados são mostrados na tabela 3.

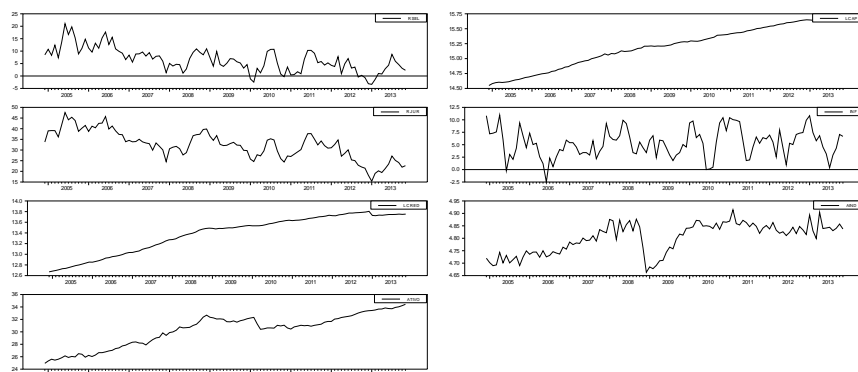
O indicador de liquidez é definido como a participação dos ativos líquidos no valor total dos ativos do sistema bancário, ou seja,  $LIQ_t = (\Omega_t - \Theta_t)/\Psi_t$ , onde  $\Omega_t$  é a soma de: caixa dos bancos, recebíveis do governo federal, recebíveis de outras sociedades financeiras, recebíveis de governos estaduais e municipais, recebíveis de empresas públicas não financeiras, recebíveis do setor privado, recebíveis do Banco Central e recebíveis de não residentes.  $\Theta_t$  é a soma de: passivo com o Banco Central, passivo com o Governo Federal, depósitos, passivo com o mercado de títulos e com o mercado monetário.  $\Psi_t$  é o total dos ativos.

O gráfico 1 mostra as características visuais das séries, destacando-se uma súbita interrupção de tendência, em 2008/2009, manifestação dos efeitos da recessão mundial, iniciada em 2007, sobre a indústria brasileira. Grandes movimentos se observam, também, nas taxas de juros e na inflação, e uma forte reversão na tendência do volume de crédito.

A tabela 1 mostra as estatísticas básicas das variáveis utilizadas no estudo. Foi aplicado o teste Jarque-Bera (JB) indicado para séries com mais de 100 observações. Nota-se que para três séries não se pode rejeitar a hipótese nula de normalidade:  $r_t^m$ ,  $r_t^l$  e  $\pi_t$ . Para as demais séries ( $L_t$ ,  $LIQ_t$  e  $y_t$ ) não se pode rejeitar a hipótese de não normalidade. Foram introduzidas *dummies* nas estimativas do modelo que permitiram uma especificação correta conforme se mostra na tabela 3.

<sup>7</sup> O índice de produto da indústria geral foi a única variável a apresentar sazonalidade e, portanto, foi dessazonalizado antes de ser incluído no modelo, conforme Juselius (2006).

**Gráfico 1**  
Características Visuais das Séries



Fonte: Banco Central do Brasil.

**Tabela 1**  
Estatísticas Básicas: 2004:12/2013:11

Variáveis	Média	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	Mínimo	Máximo	JB
$r^m$	6,609	4,862	0,410	0,225	-3,361	21,017	0,197
$r^l$	32,329	6,645	-0,140	-0,317	15,368	47,560	0,668
$L$	13,379	0,351	-0,616	-1,016	12,670	13,805	0,003
$LIQ$	30,237	2,583	-0,486	-0,925	24,937	34,429	0,017
$CAP$	15,196	0,344	-0,281	-1,089	14,549	15,692	0,034
$\pi$	5,322	2,822	-0,038	-0,258	-2,491	10,954	0,850
$y$	4,801	0,061	-0,492	-0,899	4,663	4,914	0,018

Fonte: Banco Central do Brasil.

### 3.2. O Modelo

Antes de se apresentarem as relações de cointegração, e os testes a que serão submetidas para a identificação das funções demanda e oferta de empréstimos de longo prazo, especifica-se um modelo para o mercado de crédito bancário na tradição de Bernanke e Blinder (1988) e também utilizado por Ehrmann *et al.* (2001), Alper *et al.* (2012), assim como por Mello e Pisu (2010), pelo menos no que se refere ao lado da demanda<sup>8</sup>.

<sup>8</sup> Na função oferta de empréstimos Mello e Pisu (2010) utilizam o capital enquanto os outros autores utilizam indicadores de liquidez.

A especificação do modelo é a seguinte:

$$L^d = l^d(y, r^l, \pi) \quad (1)$$

$$L^s = l^s(LIQ, r^m, r^l, \pi) \quad (2)$$

A demanda depende da renda real, da taxa real de juro de mercado e da inflação a oferta depende da liquidez sistêmica, da taxa de juro da política monetária, da taxa de juro de mercado e da inflação.

Tendo em vista que, no presente trabalho, os dados não rejeitam a existência de duas relações de cointegração, a identificação das equações oferta e demanda de empréstimos requer, do ponto de vista teórico, considerações sobre os sinais das variáveis, e, do ponto de vista econométrico, exige que se façam testes de exclusão. Ambas as tarefas serão efetuadas e explicadas na seção 4 deste trabalho.

### 3.3. A estratégia Empírica

Estimou-se um modelo de Vetores de Correção de Erros baseando-se em Johansen (2000) e Juselius (2006). Na sua forma reduzida, o modelo pode ser apresentado como a seguir:

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde  $Z_t$  é um vetor de variáveis, por hipótese endógenas,  $I(1)$ ;  $\Pi$  é uma matriz contendo informações dos efeitos de longo prazo;  $\Gamma_i$  é uma matriz de coeficientes representando os efeitos de curto prazo;  $D_t$  é um vetor de variáveis determinísticas (*dummies*, constantes e tendência linear);  $\varepsilon_t$  é um termo de erro *iid*  $N_p(0, \sigma)$ .

Neste trabalho, o vetor  $Z_t$  é composto de 6 variáveis, já apresentadas anteriormente,  $D_t$  é composto por uma *dummy* marcando quebra estrutural, seis *dummies* marcando intervenções de política econômica e uma constante irrestrita. O modelo foi estimado com seis defasagens determinadas num processo de experimentação até se conseguir ausência de autocorrelação e de heteroscedasticidade e a garantia de normalidade dos resíduos.

## 4. Resultados

### 4.1. Testes de Cointegração e Identificação do Mercado de Empréstimos

Foi empregado o teste de cointegração de Johansen (1996), cujos resultados são reproduzidos na tabela 2, e a estatística de traço não rejeita a presença de dois vetores.

**Tabela 2**

Teste de Cointegração de Johansen

Hipótese Nula	Autovalor	Traço	P-Valor
$r=0$	0,650	227,838	0,000
$r\leq 1$	0,357	120,666	0,042
$r\leq 2$	0,282	75,658	0,200
$r\leq 3$	0,258	41,841	0,423
$r\leq 4$	0,074	11,440	0,914
$r\leq 5$	0,035	3,598	0,456

Fonte: Elaboração dos autores.

A tabela 3 apresenta os resultados dos testes de especificação. Os testes LM de autocorrelação de primeira e segunda ordem não rejeitam a hipótese nula de resíduos não correlacionados, distribuição  $\chi^2(36)$  com p-valor de 0,559 e 0,441 respectivamente. O teste multivariado para normalidade de Dornik-Hansen também aponta para a hipótese nula de resíduos normalmente distribuídos, com  $\chi^2(12)$  e p-valor de 0,116. No caso dos testes de heteroscedasticidade, apenas LM(2) indica que os efeitos ARCH não são estatisticamente significantes, porém, como mostra Rahbek *et al.* (2002), o teste de *rank* de cointegração é robusto a efeitos ARCH moderados.

**Tabela 3**

Testes de Especificação

Testes de Autocorrelação			
LM(1):	$X^2(36) =$	34,108	[0,559]
LM(2):	$X^2(36) =$	36,602	[0,441]
Teste de Normalidade			
Dornik-Hansen:	$X^2(12) =$	17,986	[0,116]
Testes de Heterocedasticidade			
LM(1):	$X^2(441) =$	431,754	[0,614]
LM(2):	$X^2(882) =$	963,612	[0,029]

Fonte: Elaboração dos autores

As estimações dos vetores de cointegração irrestritos e os resultados dos testes de exclusão de longo prazo, de exogeneidade fraca e de estacionaridade são apresentados na tabela 4. Aparentemente, os vetores  $\beta_1$  e  $\beta_2$  podem ser interpretados como demanda e oferta de crédito respectivamente. A hipótese de estacionaridade foi rejeitada para todas as variáveis. A exclusão de longo-prazo indica que as variáveis  $r^M$ ,  $r^L$ ,  $LIQ$  e a variável *dummy* C(2013:01) deveriam ser excluídas dos vetores de cointegração (p-valor de 0,641, 0,146, 0,303 e 0,208 respectivamente), mas, segundo Juselius (2006), os resultados do teste podem ser influenciados quando há colinearidade entre as variáveis, como se observa neste caso. Por fim, a hipótese de exogeneidade fraca não pode ser rejeitada para a variável  $y$  (p-valor de 0,295). Esse resultado indica que desequilíbrios de demanda e oferta de crédito não contêm informação sobre o nível de atividade econômica, isto é, não são corrigidos por mudanças nessa variável.

Por outro lado, observa-se que o estoque de empréstimos contém informações sobre a trajetória futura da inflação, justificando o monitoramento daquela variável mesmo num regime de metas. Isto porque o indicador de liquidez e a taxa de inflação são variáveis endógenas.

Para identificar as equações de demanda e oferta de crédito, a seguinte hipótese nula de exclusão conjunta foi imposta:  $\beta_1 r^M = \beta_1 LIQ = \beta_2 y = \alpha_{1y} = \alpha_{2y} = 0$ . Isto é, a taxa de juro da política monetária e a liquidez não podem entrar na função demanda de empréstimos e a produção industrial não pode entrar na função oferta. Ademais, a produção industrial é variável fracamente exógena, confirmando o achado da tabela 4. O resultado do teste de razão de verossimilhança indica que a hipótese nula não pode ser rejeitada (estatística  $\chi^2(3)$  igual a 4,392 com p-valor de 0,222). A tabela 5 apresenta os parâmetros das equações normalizados em  $L$ .



**Tabela 4**

Vetor de Cointegração Irrestrito e Testes de Hipóteses

	$r^M$	$r^I$	$L$	$LQ$	$\pi$	$y$	$C(2013:01)$
Vetores Irrestritos e Normalizados							
$\beta_1$	-0,004	-0,002	-0,244	0,014	-0,0004	1,000	0,006
$\beta_2$	0,038	-0,048	-0,265	0,013	-0,093	1,000	-0,471
Testes de Hipótese							
Exclusão de Longo-Prazo	0,89	3,844	10,995	2,387	7,217	13,821	2,549
	[0,641]	[0,146]	[0,004]	[0,303]	[0,027]	[0,001]	[0,280]
Exogeneidade Fraca	22,386	17,721	10,756	19,221	15,251	2,44	
	[0,000]	[0,000]	[0,005]	[0,000]	[0,000]	[0,295]	
Estacionaridade	32,939	20,794	23,646	25,1	15,876	21,353	
	[0,000]	[0,001]	[0,000]	[0,000]	[0,007]	[0,001]	

Fonte: Elaboração dos autores.

Os sinais previstos pela teoria para as funções (1) e (2) são atendidos pelas equações da tabela 5.

**Tabela 5**

Equações de Oferta e Demanda

$$\begin{aligned}
 L^d &= +5,082y - 0,064r^I - 0,146\pi - 0,481c \quad (2013:1) \\
 &\quad (8,697) \quad (7,134) \quad (6,720) \quad (3,588) \\
 L^s &= +0,163LQ + 0,259r^I - 0,242r^M + 0,538\pi + 2,737c \quad (2013:1) \\
 &\quad (2,330) \quad (4,002) \quad (2,581) \quad (5,874) \quad (3,447) \\
 \chi^2(3) &= 4,392 \quad [0,222]
 \end{aligned}$$

Fonte: Elaboração dos autores.

Restrição:  $\beta_{1RSEL} = \beta_{1ATIVO} = \beta_{2AIND} = \alpha_{1AIND} = \alpha_{2AIND} = 0$ .

A função demanda de empréstimo depende positivamente da *proxy* de renda e negativamente da taxa de juro cobrada pelos bancos. Quanto à inflação, não há previsão teórica para o sinal. Gregorio e Sturzenegger (1997), apud Mello e Pisu (2010), atribuem o sinal negativo dessa variável, na demanda por crédito, a uma relação inversa entre inflação e produtividade; assim, um aumento de  $\pi$  reduz a produção e, portanto, a demanda de empréstimo por parte das empresas.

A função oferta de empréstimo é influenciada positivamente pela liquidez sistêmica, conforme Ehrmann e Worms (2004) e Alper *et al.* (2012) e, também pela taxa de juro de mercado. É negativamente relacionada com a taxa de juro da política monetária, constituindo uma

evidência da operacionalidade do canal de empréstimos bancários no longo prazo. Quanto ao sinal da taxa de inflação, quando em níveis moderados aquela guarda relação positiva com a oferta de empréstimos (Diaz e Tallo, 2011).

Observamos, ainda, que a elasticidade renda da demanda de empréstimos (5,0) se revelou bastante alta no período deste estudo, alcançando mais do dobro daquela obtida em Mello e Pisu (2010). Uma explicação possível está no forte estímulo ao crédito depois da crise de 2008 e na ênfase no mercado interno para fortalecer e expandir o nível da atividade econômica. A sensibilidade da oferta bancária à política monetária, medida pela semi-elasticidade, se traduz na constatação de que uma redução de 8,3 pontos percentuais, como aquela ocorrida entre outubro de 2008 e novembro de 2012, na taxa Selic implica um aumento de 2,0 % no volume de empréstimos, ou seja, o dobro do que foi registrado em Mello e Pisu (2010).

Obtidos os resultados acima, examinou-se o efeito do spread sobre a oferta de empréstimos, para o que foi testada a hipótese nula de que:  $\beta_2 r^M - \beta_2 r^L = 0$ . O resultado é apresentado na tabela 6. O teste de razão de verossimilhança não rejeitou a hipótese nula (estatística  $\chi^2(4)$  igual a 4,392 com p-valor de 0,356), indicando que o spread bancário é um dos determinantes da oferta de crédito.

Comparando-se as tabelas 5 e 6 observa-se que os demais coeficientes não apresentam mudanças significativas. A semi-elasticidade do spread mostra que, dada a taxa de juro da política monetária, para cada um ponto percentual de aumento na taxa de juro de mercado o volume de empréstimos aumenta em 0,244%.

**Tabela 6**

Equações de Oferta e Demanda

$$\begin{array}{l}
 L^d = +5,162y - 0,064r^L - 0,143\pi - 0,464c \quad (2013:1) \\
 (8,655) \quad (3,506) \quad (6,718) \quad (3,447) \\
 L^s = +0,163LIQ + 0,244(r^L - r^M) + 0,538\pi + 2,737c \quad (2013:1) \\
 (2,330) \quad (4,044) \quad (5,874) \quad (4,447) \\
 \chi^2(4) = 4,392 [0,356]
 \end{array}$$

Fonte: Elaboração dos autores.

Restrição:  $\beta_1 r^M = \beta_1 LIQ = \beta_2 y = \beta_2 r^M - \beta_2 r^L = \alpha_1 y = \alpha_2 y = 0$ .

## 4.2. A Dinâmica de Curto Prazo

A dinâmica de curto prazo do mercado de empréstimos pode ser analisada a partir dos vetores de cointegração  $\beta$  irrestritos, normalizados em  $L$ , e dos coeficientes da matriz  $\alpha$  (*loading matrix*) cujos valores estimados são apresentados nas tabelas 7 e 8.

**Tabela 7**

Vetores de Cointegração Normalizados em  $L$

	$r^m$	$r^j$	$L$	$LIQ$	$\pi$	$y$	$C(2013:01)$
$\beta_1$	0,016	0,007	1,00	-0,057	0,002	-4,090	-0,025
$\beta_2$	-0,144	0,182	1,00	-0,048	0,351	-3,774	1,779

Fonte: Elaboração dos autores.

De acordo com Juselius (2006), se  $\alpha_{ij}$  e  $\beta_{ij}$  apresentam sinais contrários, então a variável  $i$  ajusta o sistema para o equilíbrio definido pela relação de cointegração  $j$ . Sendo assim, desequilíbrios de curto prazo na primeira relação de cointegração (demanda de empréstimos) são corrigidos pelas duas taxas de juro, pelo volume de empréstimos. Desequilíbrios no segundo vetor (oferta de empréstimos) são corrigidos pela taxa de juro da política monetária e pela inflação. Esses resultados indicam que a política monetária desempenha um papel relevante para restaurar o equilíbrio no mercado de crédito.

**Tabela 8**

Coeficientes  $\alpha$  (*loading matrix*)

Variável	$\alpha_1$	$\alpha_2$
$\Delta r^m$	-8,121 (-5,229)	2,196 (4,897)
$\Delta r^j$	-5359 (-3,979)	2,610 (6,712)
$\Delta L$	-0,019 (-3,737)	0,001 (0,602)
$\Delta LIQ$	-0,631 (-4,696)	-0,057 (-1,470)
$\Delta \pi$	4,532 (3,209)	-2,443 (-5,990)
$\Delta y$	0,018 (1,416)	-0,006 (-1,615)

Fonte: Elaboração dos autores.

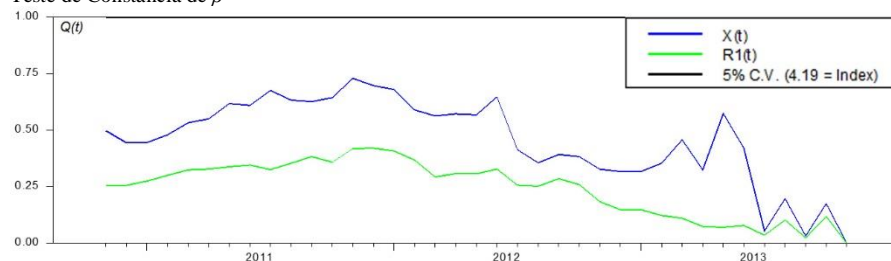
## 4.3. Estabilidade dos Parâmetros

O gráfico 2 mostra a estatística recursiva da estabilidade dos vetores de cointegração, como proposto por Hansen e Juselius (1999). O procedimento foi realizado de duas formas: primeiro reestimando todos

os parâmetros, e, em seguida, reestimando apenas os parâmetros de longo prazo. Nos dois casos, os resultados indicam que os vetores são estáveis.

**Gráfico 2**

Teste de Constância de  $\beta$



Fonte: Elaboração dos autores.

#### 4.4. Análise de Robustez

Como análise de robustez, os vetores de cointegração foram estimados considerando o logaritmo natural do nível de capital dos bancos ( $CAP$ )<sup>9</sup> ao invés do índice de liquidez ( $LIQ$ ). A tabela 9 apresenta os resultados do teste de cointegração que, novamente, indica pela presença de dois vetores.

**Tabela 9**

Teste de Cointegração de Johansen (Análise de Robustez)

Hipótese Nula	Autovalor	Traço	P-Valor
$r=0$	0,639	229,339	0,000
$r\leq 1$	0,339	125,506	0,017
$r\leq 2$	0,306	83,266	0,059
$r\leq 3$	0,240	45,961	0,247
$r\leq 4$	0,144	18,034	0,559
$r\leq 5$	0,021	2,124	0,615

Fonte: Elaboração dos autores.

<sup>9</sup> O nível de capital dos bancos foi obtido pela soma dos ativos com: (i) Governo Federal; (ii) Banco Central do Brasil; (iii) Governos estaduais e municipais; (iv) Outras sociedades financeiras; (v) Empresas públicas não-financeiras; (vi) Setor privado; (vii) Outros setores; (viii) Não-residentes. A série foi deflacionada pelo IPCA.

A tabela 10 contém os resultados dos testes de especificação. Os testes LM de autocorrelação de primeira e segunda ordem não rejeitam a hipótese nula de resíduos não correlacionados, distribuição  $\chi^2(36)$  com p-valor de 0,427 e 0,164 respectivamente. O teste multivariado para normalidade de Dornik-Hansen também aponta para a hipótese nula de resíduos normalmente distribuídos, com  $\chi^2(12)$  e p-valor de 0,07. E, assim como anteriormente, apenas LM(2) indica que os efeitos ARCH não são estatisticamente significantes.

**Tabela 10**

Testes de Especificação (Análise de Robustez)

Testes de Autocorrelação			
LM(1):	$X^2(36) =$	36,912	[0,427]
LM(2):	$X^2(36) =$	36,912	[0,164]
Teste de Normalidade			
Dornik-Hansen:	$X^2(12) =$	19,87	[0,070]
Testes de Heterocedasticidade			
LM(1):	$X^2(441) =$	459,185	[0,266]
LM(2):	$X^2(882) =$	953,876	[0,046]

Fonte: Elaboração dos autores.

As estimações dos vetores de cointegração irrestritos e os resultados dos testes de exclusão de longo prazo, de exogeneidade fraca e de estacionaridade são apresentados na tabela 11. Novamente, os vetores  $\beta_1$  e  $\beta_2$  podem ser interpretados como demanda e oferta de crédito respectivamente. A hipótese de estacionaridade foi rejeitada para todas as variáveis. A exclusão de longo-prazo indica que as variáveis  $r^l$ ,  $CAP$ ,  $\pi$  e a variável *dummy* C(2013:01) deveriam ser excluídas dos vetores de cointegração (p-valor de 0,085, 0,098, 0,245 e 0,138, respectivamente). De acordo com Juselius (2006), a correlação significativa entre  $r^l$  e as outras duas variáveis pode influenciar os resultados. Porém, nesse caso, não há correlação entre  $\pi$  e  $CAP$  o que indica a eventual possibilidade de exclusão dessa última variável. Optamos por não retirá-la tendo em vista a sua importância na literatura internacional e no trabalho de Mello e Pisu (2010). Por fim, a hipótese de exogeneidade fraca não pode ser rejeitada para as variáveis  $y$  e  $CAP$  (p-valor de 0,131 e 0,142, respectivamente). Esse resultado indica que desequilíbrios de demanda e oferta de crédito não contêm informação sobre o nível de atividade econômica e o nível de

capital dos bancos, isto é, não são corrigidos por mudanças nessas variáveis.

Assim como anteriormente, observa-se que o estoque de empréstimos contém informações sobre a trajetória futura da inflação, o que justifica o monitoramento daquela variável mesmo num regime de metas.

Para identificar as equações de demanda e oferta de crédito, a seguinte hipótese nula de exclusão conjunta foi imposta:  $\beta_1 r^m = \beta_1 LIQ = \beta_2 y = \alpha_{1y} = \alpha_{2y} = \alpha_{1CAP} = \alpha_{2CAP} = 0$ . Isto é, a taxa de juro da política monetária e a liquidez não podem entrar na função demanda de empréstimos e a produção industrial não pode entrar na função oferta. Ademais, a produção industrial e o nível de capital dos bancos são variáveis fracamente exógenas. O resultado do teste de razão de verossimilhança indica que a hipótese nula não pode ser rejeitada (estatística  $\chi^2(5)$  igual a 10,650 com p-valor de 0,059). A tabela 12 apresenta os parâmetros das equações normalizados em  $L$ . Os sinais previstos pela teoria para as funções (1) e (2) são atendidos pelas equações. Comparando com os resultados apresentados na tabela 5, nota-se que as magnitudes dos parâmetros mudam na equação de oferta de crédito, sendo menores em termos absolutos. Novamente, a elasticidade renda da demanda de empréstimos (4,4) se revelou bastante alta no período deste estudo, superando observado em Mello e Pisu (2010).

**Tabela 11**  
Vetor de Cointegração Irrestrito e Testes de Hipóteses (Análise de Robustez)

	$r^M$	$r^I$	$L$	$CAP$	$\pi$	$y$	C(2013:01)
Vetores Irrestritos e Normalizados							
$\beta_1$	-0,041	0,010	-0,577	0,252	-0,013	1,000	0,087
$\beta_2$	0,029	-0,020	1,000	-0,942	0,010	-0,349	0,106
Testes de Hipótese							
Exclusão de Longo-Prazo	11,712 [0,003]	4,923 [0,085]	7,633 [0,022]	4,645 [0,098]	2,813 [0,245]	9,040 [0,011]	3,957 [0,138]
Exogeneidade Fraca	23,796 [0,000]	11,714 [0,003]	15,844 [0,000]	3,897 [0,142]	10,787 [0,005]	4,062 [0,131]	
Estacionaridade	12,204 [0,016]	15,377 [0,004]	19,659 [0,001]	22,493 [0,000]	11,186 [0,025]	20,692 [0,000]	

**Fonte:** Elaboração dos autores.

**Tabela 12**

Equações de Oferta e Demanda (Análise de Robustez)

$$\begin{aligned}
 L^D &= +4,401y - 0,059r^l - 0,120\pi - 0,372C \quad (2013: 1) \\
 &\quad (5,412) \quad (6,079) \quad (6,720) \quad (3,167) \\
 L^S &= +0,696CAP + 0,071r^l - 0,124r^M + 0,047\pi + 0,537C \quad (2013: 1) \\
 &\quad (6,082) \quad (4,479) \quad (6,274) \quad (2,988) \quad (4,071) \\
 \chi^2(5) &= 10,650 \quad [0,059]
 \end{aligned}$$

Fonte: Elaboração dos autores.

Restrição:  $\beta_{IRSEL} = \beta_{IATV} = \beta_{2AIND} = \alpha_{IAIND} = \alpha_{2AIND} = \alpha_{1CAP} = \alpha_{2CAP} = 0$ .

Com relação ao efeito do spread sobre a oferta de empréstimos, o teste de razão de verossimilhança não rejeitou a hipótese nula de  $\beta_2 r^M - \beta_2 r^l = 0$  (estatística  $\chi^2(6)$  igual a 12,115 com p-valor de 0,059), indicando que o spread bancário é um dos determinantes da oferta de crédito. Comparando-se as tabelas 12 e 13 observa-se que os coeficientes da oferta de crédito são maiores em termos absolutos. A semi-elasticidade do spread mostra que, dada a taxa de juro da política monetária, para cada um ponto percentual de aumento na taxa de juro de mercado o volume de empréstimos aumenta em 0,702%.

A dinâmica de curto prazo do mercado de empréstimos pode ser analisada a partir dos vetores de cointegração  $\beta$  irrestritos, normalizados em  $L$ , e dos coeficientes da matriz  $\alpha$  (*loading matrix*) cujos valores estimados são apresentados nas tabelas 14 e 15. Os valores dos parâmetros indicam que desequilíbrios de curto prazo na primeira relação de cointegração (demanda de empréstimos) são corrigidos pela taxa de juro de mercado, e desequilíbrios no segundo vetor (oferta de empréstimos) são corrigidos pela taxa de juro da política monetária, pelo volume de empréstimos e pelo nível de produção. Esses resultados corroboram os anteriores quanto à relevância da política monetária para restaurar o equilíbrio no mercado de crédito.

**Tabela 13**

Equações de Oferta e Demanda (Análise de Robustez)

$$\begin{aligned}
 L^D &= +3,032y - 0,074r^l - 0,145\pi - 0,543C \quad (2013: 1) \\
 &\quad (4,960) \quad (10,423) \quad (6,423) \quad (4,332) \\
 L^S &= +1,772CAP + 0,702(r^l - r^M) + 0,905\pi + 6,088C \quad (2013: 1) \\
 &\quad (2,392) \quad (5,775) \quad (5,590) \quad (5,066) \\
 \chi^2(6) &= 12,115 \quad [0,059]
 \end{aligned}$$

Fonte: Elaboração dos autores.

Restrição:  $\beta_1 r^M = \beta_1 LIQ = \beta_2 y = \beta_2 r^M - \beta_2 r^l = \alpha_1 y = \alpha_2 y = \alpha_{1CAP} = \alpha_{2CAP} = 0$ .

**Tabela 14**Vetores de Cointegração Normalizados em  $L$  – Análise de Robustez

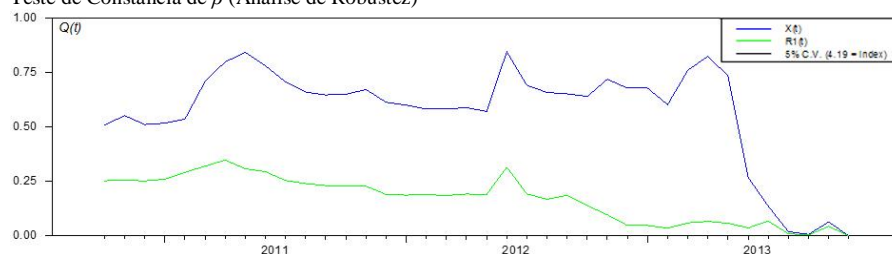
	$r^m$	$r^l$	$L$	$CAP$	$\pi$	$y$	$C(2013:01)$
$\beta_1$	0,071	-0,017	1,000	-0,436	0,022	-1,733	-0,151
$\beta_2$	0,029	-0,020	1,000	-0,942	0,010	-0,349	0,106

Fonte: Elaboração dos autores

**Tabela 15**Coeficientes  $\alpha$  (loading matrix) – Análise de Robustez

Variável	$\alpha_1$	$\alpha_2$
$\Delta r^m$	18,005 (5,828)	-17,738 (-2,993)
$\Delta r^l$	11,771 (3,951)	-15,863 (-2,776)
$\Delta L$	0,042 (4,124)	-0,045 (-2,307)
$\Delta CAP$	-0,014 (-1,195)	-0,058 (-2,513)
$\Delta \pi$	-10,942 (-3,631)	21,919 (3,792)
$\Delta y$	-0,020 (-0,785)	0,175 (3,543)

Fonte: Elaboração dos autores.

**Gráfico 3**Teste de Constância de  $\beta$  (Análise de Robustez)

Fonte: Elaboração dos autores.

O gráfico 3 mostra a estatística recursiva da estabilidade dos vetores de cointegração, como proposto por Hansen e Juselius (1999). Assim como na seção anterior, nas duas formulações do teste, os resultados indicam que os vetores são estáveis.

## 5. Conclusões

Este trabalho abordou a questão da operacionalidade do canal de crédito bancário no Brasil, usando dados agregados, estimando relações de cointegração que, submetidas a testes de restrição de exclusão e



exogeneidade, revelam as funções oferta e demanda de longo prazo do mercado de crédito, superando, assim, o problema de identificação que caracteriza esse mercado como canal de transmissão de choques da política monetária, sobretudo no curto prazo. Além disso, são comparados os resultados de duas especificações da oferta de crédito, uma delas considerando a liquidez como um dos determinantes, e outra com o capital dos bancos como teste de robustez.

Observou-se que o nível de atividade exerceu um forte papel na demanda de empréstimos, no período em estudo, superando o que se registra em trabalhos anteriores para o Brasil e outros países, além de se constatar, também, o papel da inflação como indicador das condições econômicas que influenciam a demanda de empréstimos.

Do lado da oferta de empréstimos, verificou-se que esta depende não apenas da taxa de juro interbancária, refletindo o efeito de choques da política monetária, mas também do spread, medido pela diferença entre a taxa de juros cobrada pelos bancos e a taxa de juro da política monetária.

Os testes de exogeneidade não rejeitam a evidência de que o estoque de crédito da economia, pelo menos para o período considerado, contem informações sobre a trajetória futura da inflação.

Finalmente, os resultados da dinâmica de curto prazo indicam que a política monetária desempenha um papel relevante para restaurar o equilíbrio no mercado de crédito.

A análise de robustez, considerando o capital bancário como determinante da oferta, confirmou esses principais resultados. No entanto, o teste de exclusão de variáveis indicou para a possibilidade dessa variável não ser considerada nos vetores de cointegração.

## Referências

- Aktas, Cihan & Tas, Bedri K. O. 2007. The Bank Lending Channel In Turkey: Effect of Capital Adequacy Ratio. *Journal of BRSA Banking and Financial Markets*, **1**, 61-76.
- Alper, Koray; Hülagü, Tilmur & Keleş, Gursu. 2012. An Empirical Study on Liquidity and Bank Lending. *Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper*, n. 12/04.
- Banco Central do Brasil. 2003. *Relatório de Economia Bancária e Crédito*.

- Bernanke, Ben S. & Blinder, Alan S. 1988. Credit, Money, and Aggregate Demand. *The American Economic Review*, **78**, Papers and Proceedings of the One Hundredth Annual Meeting of the American Economic Association (May), 435-439.
- \_\_\_\_\_. 1992. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *The American Economic Review*, **82**, 901-921.
- Bernanke, Ben S. & Gertler, Mark. 1989. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *The American Economic Review*, **79**, 14-31.
- \_\_\_\_\_. 1990. Financial Fragility and Economic Performance. *The Quarterly Journal of Economics*, **105**, 87-114.
- Bernanke, Ben S.; Gertler, Mark, & Gilchrist, Simon. 2000. The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. *NBER Working Paper* n. 6455.
- Bezerra, Jocildo F.; Lima, Ricardo C. & Silva, Igor É. M. 2016. O canal de crédito bancário no Brasil: uma abordagem de longo prazo. In *IV Encontro Pernambucano de Economia: Pernambuco e a Crise Econômica Nacional*. Fábio José Ferreira da Silva; Alvaro Barrantes Hidalgo; Ana Cláudia Arruda Laprovitera. (Org.) 1ª ed., **1**, 267-286.
- Blaes, Barno. 2011. Bank-related loan supply factors during the crisis: an analysis based on the German bank lending survey. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, n. 31/2011.
- Brooks, Petya K. 2007. The bank lending channel of monetary transmission: does it work in Turkey? *IMF Working Papers*, n. 07/272.
- CNI. 2002. *Uma Agenda Para o Crescimento*, Brasília.
- Calza, Alessandro; Manrique, Marta & Sousa, João. 2006. Credit in the euro area: An empirical investigation using aggregate data. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **46**, 211-226.
- Cecchetti, Stephen G. 1995. Distinguishing Theories of the Monetary Transmission Mechanism. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 1995 (Maio), 83-97.
- Coelho, Christiano A.; Mello, João M. P. & Garcia, Márcio G. P. 2010. Identifying the bank lending channel in Brazil through data frequency. *PUC Texto Para Discussão*, n. 574.

- Diaz, Roger A. & Olivero, Maria P. 2010. On the firm-level implications of the Bank Lending Channel of monetary policy. *Journal of Economic Dynamics & Control*, **34**, 2038–2055.
- Diaz, Antonia, & Tallo, Fernando P. 2011. Credit and inflation under borrower's lack of Commitment. *Journal of Economic Theory*, **146**, 1888–1914.
- Ehrmann, Micheal; Gambacorta, Leonardo; Pages, Jorge M.; Sevestre, Patrick & Worms, Andreas. 2001. Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the Euro area. *European Central Bank Working Paper Series*, n. 105.
- Ehrmann, Micheal & Worms, Andreas. 2004. Bank networks and monetary policy transmission. *Journal of the European Economic Association*, **2**, 1148-1171.
- Fama, Eugene F. 1980. Banking in the Theory of Finance. *Journal of Monetary Economics*, **6**, 39-57.
- Gambacorta, Leonardo & Mistrulli, Paolo E. 2003. Bank Capital and Lending Behavior: Empirical Evidence for Italy. *Banca d'Italia Temi di Discussione*, n. 486.
- Gambacorta, Leonardo & Shin, Hyun S. 2016. Why bank capital matters for monetary policy. *BIS Monetary and Economic Department Working Papers*, n. 558, April.
- Gertler, Mark & Gilchrist, Simon G. 1993. The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, **95**, 43-64.
- Gilchrist, Simon G. & Zakrajsek Egon 1995. The Importance of Credit for Macroeconomic Activity: Identification through Heterogeneity in *Is Bank Lending important for the Transmission of Monetary Policy?* ed. by J. Peek; E. S. Rosengreen, **39**, Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, Boston, 129-158.
- Graminho, Flávia M. & Bonomo, Marco A. 2002. O canal de empréstimos bancários no Brasil: Uma evidência microeconômica. *Anais... XXX Encontro Nacional de Economia da ANPEC*.
- Gregorio, Jose & Sturzenegger, Frederico. 1997. Financial Markets and Inflation under Imperfect Information. *Journal of Development Economics*, **54**, 149-68.

- Hulsewig, Oliver; Mayer, Eric & Wollmershauser, Timo. 2006. Bank loan supply and monetary policy transmission in Germany: An assessment based on matching impulse responses. *Journal of Banking & Finance*, **30**, 2893-2910.
- Ianaze, Alexandre. 2011. *Efeito da Política Monetária Sobre a Qualidade do Crédito Bancário no Brasil*. Dissertação apresentada à Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV/EESP), São Paulo.
- Johansen, Soren. 1996. Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models. *Oxford University Press*, Oxford.
- Juselius, Katarina. 2006. *The Cointegrated VAR Model*. Oxford University Press, Oxford.
- Kashyap, Anil K. & Stein, Jeremy C. 1994. The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets, *NBER Working Papers*, n. 4821.
- \_\_\_\_\_. 1997. What Do a Million Banks Have to Say About the Transmission of Monetary Policy? *NBER Working Papers*, n. 6056.
- \_\_\_\_\_. 2000. What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy. *The American Economic Review*, **90**, 407-28.
- Kakes, Jan. 2000. Identifying the Mechanism: Is There a Bank Lending Channel of Monetary Transmission in the Netherlands? *Applied Economics*, **7**, 63-67.
- Kishan, Ruby P. & Opiela, Timothy P. 2000. Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel. *Journal of Money, Credit and Banking*, **32**, 121-141.
- Kyiotaki, Nobuhiro & Moore, John. 1997. Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, **105**, 211-248.
- Ludi, Kirsten L. & Ground, Marc. 2006. Investigating the Bank-Lending Channel in South Africa: A VAR Approach. *University of Pretoria Working Paper*, n. 2006-04.
- Mello, Luiz & Pisu, Mauro. 2010. The Bank Lending Channel of Monetary Transmission in Brazil: A VECM Approach. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, **50**, 50-60.
- Oliner, Stephen D. & Rudebusch Glenn D. 1995. Is there a Bank Lending Channel for Monetary Policy? *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, **2**, 3-20.

- Oliveira, Fernando N. & Neto, Renato M. A. 2008. A Relevância do Canal de Empréstimos Bancários no Brasil. *Revista Brasileira de Finanças*, **6**, 357-409.
- Oliveira, Fernando N. 2010. Canal de Empréstimo Bancário no Brasil: Evidência a Partir dos Empréstimos Bancários de Empresas Públicas e Privadas. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, **40**, 187-212.
- Padilla, Atilano J. & Requejo, Alejandro. 2000. The Costs and Benefits of the Strict Protection of Creditor Rights: Theory and Evidence. *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-384.
- Romer, Christina, D. & Romer, David H. 1990. New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism. *Brookings Paper on Economic Activity*, **1**, 149-98.
- Şengönül, Ahmet & Thorbecke, Willen. 2005. The Effect of Monetary Policy on Bank Lending in Turkey. *Applied Financial Economics*, **15**, 931-934.
- Sun, Lixin; Ford, J. L. & Dickinson, David G. 2010. Bank Loans and the Effects of Monetary Policy in China: VAR/VECM Approach. *China Economic Review*, **21**, 65-97.
- Takeda, Tony; Rocha, Fabiana & Nakane, Márcio I. 2005. The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy in Brazil. *Revista Brasileira de Economia*, **59**, 107-126.
- Tobin, James. 1963. Commercial Banks as Creators of 'Money'. *Cowles Foundation Discussion Papers*, n. 159.
- Walsh, Carl E. 2010. *Monetary Theory and Policy*, ed. 3, The MIT Press.