

# UM ESTUDO EMPIRICO DO CANAL DE CRÉDITO BANCÁRIO NA ECONOMIA DO NORDESTE, USANDO VAR ESTRUTURAL COM CORREÇÃO DE ERRO.

Jocildo Fernandes Bezerra (PIMES/UFPE)  
Igor Ézio Maciel Silva (PIMES/ UFPE)  
Ricardo Chaves Lima (PIMES/UFPE)

## RESUMO

Este trabalho tem como objetivo estudar o canal de crédito bancário no Nordeste através de um VAR estrutural com correção de erro, utilizando séries temporais das economias regional e brasileira no período 2004/2010. Observou-se que a dinâmica de curto prazo do sistema, deduzida sob um modelo estrutural que procura incorporar a teoria econômica, revela indícios bastante fortes da existência desse canal de difusão da política monetária na Região. As decomposições históricas das variâncias indicam que as variáveis do mercado de crédito ajudaram na expansão do período 2005/2007, aprofundaram a recessão de 2008 e ajudaram, ligeiramente, na recuperação de 2009.

**Palavras-chave:** Canal de Crédito, SVAR, Política Monetária.

## ABSTRACT

The aim of this paper is to study the bank lending channel in the Brazil's Northeast economy by using a SVAR type of model with error correction and time series in the 2004/2010 period. The results indicate that de short run dynamics, deduced from a structural model that seeks to incorporate economic theory, reveals very strong evidence of this monetary policy channel in the Region. The historic decomposition of variance indicate that the credit market variables collaborated in the expansion of the 2005/2007 period, deepened the 2008 recession and helped in the 2009 recovery.

**Keywords:** Bank Lending Channel, SVAR, Monetary Policy.

**JEL:** E52, C32.

## 1. INTRODUÇÃO

É claramente perceptível que a dinâmica da economia nordestina mudou nos últimos anos, sobretudo a partir de 2004, impelida pelo aquecimento da economia brasileira devido às condições favoráveis então vigentes nos mercados internacionais, e, também, principalmente a partir de 2007, por causa dos investimentos do Programa de Aceleração do crescimento – PAC.

Os efeitos do ambiente externo sobre as variáveis macroeconômicas do país - produto, renda e emprego - repercutiram no nível da atividade regional, no período 2004/2010, manifestando-se através do crescimento da indústria de transformação cuja taxa média anual foi de 2,60% muito próximo dos 2,90% da indústria de transformação nacional, enquanto, no mesmo período, o PIB regional cresceu a uma taxa média anual de 4,16% acima dos 3,57% alcançados pelo PIB nacional.

O outro determinante dessa expansão, o PAC, tem investimentos previstos da ordem de R\$2,0 trilhões, até 2014, aplicados em infraestrutura com foco nas seguintes áreas: logística, energia, e social e urbana. Entre os projetos de abrangência regional destacam-se a construção da ferrovia transnordestina e a transposição do Rio São Francisco. Esse amplo programa de investimento, de natureza setorial e não regional, tem contribuído para reforçar a solidez do mercado interno, que segue como principal impulsionador da economia, sendo um fator decisivo na obtenção das taxas de crescimento citadas no parágrafo anterior.

Nesse cenário, uma conjunção de fatores, econômicos e institucionais, contribuiu para uma expansão inédita do crédito bancário na região, passando, o mesmo, de 16% do PIB regional em 2004 para 33% em 2010. Entre os primeiros sobressaem a queda na remuneração dos títulos do governo, as expectativas de crescimento do PIB e da massa salarial. Os fatores institucionais são: o empréstimo consignado no crédito à pessoa física, a alienação fiduciária e o patrimônio de afetação no âmbito do mercado imobiliário. Os empréstimos passaram a representar uma alternativa mais rentável para os bancos e estes iniciaram a uma recomposição de seus portfólios de acordo com a nova combinação de liquidez e retorno determinada pela nova realidade.

Tendo em vista que os bancos passaram a desempenhar um papel mais expressivo no financiamento do consumo, do investimento e da produção, cabe indagar se teriam alcançado, ao mesmo tempo, a condição para transmitirem à atividade econômica regional os choques da política monetária.

O propósito desse trabalho é responder a essa questão utilizando séries temporais de periodicidade mensal em um VAR estrutural com correção de erro. Primeiramente, constrói-se uma matriz de covariância - que liga os choques estruturais aos erros estocásticos do modelo de forma reduzida – orientada pela teoria econômica conforme Cologni e Manera (2008) e Huelsewig et al (2005). Depois, seguindo-se estes últimos

autores, estima-se a resposta dos empréstimos bancários a um choque de política monetária observando-se as reações do nível de produto e da taxa de juro de mercado para ver a consistência desta como variável representativa da oferta de empréstimos. Exercício análogo faz-se, então, com base em Walsh e Wilcox (1995) observando-se as reações das variáveis do sistema a choques no volume de empréstimos e na taxa de juro de mercado identificando-as, respectivamente, como demanda e oferta de empréstimos. Finalmente, estimam-se os efeitos de choques nessas variáveis sobre as flutuações no produto da indústria e no volume de crédito na Região Nordeste.

O trabalho se divide em cinco partes, incluída esta introdução, organizadas da seguinte forma: Na segunda parte, faz-se uma revisão da literatura destacando-se as discussões sobre a existência do canal de crédito bancário<sup>1</sup> e sobre as técnicas de identificação da oferta e da demanda de empréstimos; na terceira parte, apresentam-se os dados e a estratégia empírica; na quarta parte, apresentam-se os resultados incluindo a análise de cointegração, posto que as séries se revelaram I(1); analisa-se, também, a dinâmica de curto prazo do modelo; na quinta parte, as conclusões encerram o estudo.

## **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 em 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*<sup>2</sup>, 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: uma delas considera todas as fontes de crédito e prevê que o balanço geral das empresas, e das famílias, (*balance sheet*) é 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

---

<sup>1</sup> Crédito e empréstimo bancário são utilizados neste trabalho com o mesmo significado.

<sup>2</sup> Esse prêmio traduz imperfeições no mercado de crédito. Para maiores detalhes, veja-se Bernanke e Gertler (1995) p. 28.

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 Rodebusch (1995), Gertler e Gilchrist (1994), apud Walsh (2010). Destaquem-se ainda nesse mesmo grupo os trabalhos de Ashcraft (2006), Claus (2007), Driscoll (2004) e Graminho e Bonomo (2002).

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

## **2.2. Identificação da Oferta e Demanda de Empréstimos.**

Do item anterior se depreende que o assunto relativo à existência, ou não, do canal de crédito, carece de consenso. Walsh (2010) diz, no entanto, que mesmo na ausência de funcionalidade do canal de empréstimos isso não exclui a possibilidade de que choques na oferta de empréstimos influenciem as flutuações econômicas. As fontes desses choques podem ser as mais diversas, assim como reservas bancárias ou spreads (Walsh e Wilcox, 1995), demanda e oferta agregadas, e política monetária (Eickmeier et al, 2006).

No centro da controvérsia está a dificuldade de isolar os impactos da oferta de empréstimos daqueles causados pela demanda de empréstimos.

Com efeito, um choque monetário restritivo causa uma redução nos depósitos bancários e seguem-se duas possibilidades: (i) os bancos conseguem recursos no mercado e mantêm os empréstimos nos mesmos níveis de antes. O efeito final será uma diminuição na oferta de moeda, elevação da taxa de juro, enfraquecimento da atividade econômica e queda na demanda de empréstimos. (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.

As tentativas de identificar deslocamentos na oferta de empréstimos freqüentemente classificam os bancos ou grupos identificados pelas diferentes características dos seus balancetes que expressam a capacidade de realizar empréstimos, mas que são independentes dos choques na demanda destes. Kashyap and 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 and Rosengren 1995, e Berger et al. 1998).

Kashyap and Stein (1997) separam os bancos de acordo com o tamanho dos ativos e com o grau de liquidez, concluindo que os menores e menos líquidos respondem mais à política monetária. Kishan e Opiela (2000) agrupam os bancos por tamanhos dos ativos e os subdividem segundo a razão de alavancagem do capital e concluem que os bancos pequenos e menos capitalizados não conseguem captar depósitos a prazo por ocasião de uma política monetária restritiva, sendo esse fato 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, encontrando que o canal de empréstimos bancários funciona em quase todos os países.

Peek e Rosengreen (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 a 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 AutoRegression*), as quais se mostram estatisticamente significantes, na presença de diversas variáveis representativas da demanda de crédito, do que concluem, os autores, que parte das mudanças nos padrões de aprovação de crédito podem ser identificadas com deslocamentos na oferta de empréstimos.

Neste estudo, seguem-se Walsh e Wilcox (1995) e Huelsewig et al (2005) para os quais os choques na taxa de juro de mercado expressam mudanças no comportamento dos bancos causadas por choques na oferta de empréstimos. Em consequência, se a taxa de juro de mercado responde, por um lado, a choques na política monetária e, por outro lado, influencia o produto agregado, conclui-se pela operacionalidade do canal de crédito bancário.

### **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, destacando-se, desde logo, que, nos casos em que se aplicam, 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<sup>3</sup>, 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 R\$ milhões) das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional<sup>4</sup> para o setor privado, tanto para o Brasil, como para a região Nordeste. Os dados foram obtidos no Boletim do Banco Central do Brasil.

---

<sup>3</sup> 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.

<sup>4</sup> Refere-se às instituições em que as pessoas físicas ou jurídicas domiciliadas e residentes no País detém participação superior a 50% no capital votante, de acordo com a Carta-Circular 2.345, de 25.1.1993. Exclui, portanto, os bancos públicos.

A taxa de juros over-selic foi obtida no Boletim do Banco Central do Brasil, na secção 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.

Esses dados sofreram transformações para gerarem as seguintes variáveis:

- 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), e
- O logaritmo natural do volume real de crédito mensal (LEG).
- Logaritmo do igp-di (em diferenças de 12 meses) representando a inflação.

Os testes para raiz unitária não rejeitaram a hipótese nula aos níveis de significância de 1% e 5%. Essa evidência implica a necessidade de se examinar a existência de cointegração entre as variáveis antes de se estimar o VAR estrutural.

### 3.2. Estratégia Empírica

Como mencionado no final do item anterior, quando se tratam com séries I(1) o primeiro passo é identificar o número de relações de cointegração. Sem isso, o modelo VAR fica mau especificado com implicações sobre o comportamento das funções impulso resposta.

Inicia-se este item do trabalho apresentando a metodologia do teste de cointegração de Johansen (1988), partindo-se de um VAR em sua forma reduzida que pode ser representado conforme a equação (1) a seguir, a qual incorpora o vetor de correção de erro.

$$\Delta y_t = \sum_{s=1}^{p-1} \Gamma_s \Delta y_{t-s} + \Pi y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

Onde  $\Delta y$  é a primeira diferença do vetor  $y$  e  $u_t$  é um vetor de termos aleatórios com média zero e matriz de covariância, não singular,  $\Sigma_u$ . No caso em que  $\Pi$  não é zero, o VAR em (1) é mau especificado, isto é, (1) e (2) não são expressões equivalentes. Quando  $\Pi$  é não zero,  $\Pi = \alpha\beta'$ , sendo  $\alpha$  e  $\beta$  matrizes  $N \times r$ , onde  $N$  é o número de elementos do vetor  $y$  e  $r$  é o rank de  $\Pi$ .

O próximo passo é identificar os choques estruturais que afetam as variáveis do sistema. Em particular, os choques estruturais  $\varepsilon_t$ , sobre as variáveis  $y_t$ , podem ser recuperados a partir da seguinte representação estrutural da equação (1), onde o vetor  $K \times 1$  das distúrbancias  $\varepsilon_t$  tem média zero e matriz de covariância  $\Sigma\varepsilon$ .

$$A\Delta y_t = \sum_{s=1}^{p-1} \Lambda_s \Delta y_{t-s} + \Psi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Para ligar os choques  $\varepsilon_t$  aos erros de previsão  $u_t$ , pré-multiplica-se o sistema (2) por  $A^{-1}$  obtendo-se a forma reduzida (1), onde:

$$\Pi = A^{-1}\Psi; \quad \Gamma_s = A^{-1}\Lambda_s;$$

$$u_t = A^{-1}\varepsilon_t = G\varepsilon_t \quad (3)$$

A análise dos efeitos dos choques estruturais sobre as variáveis do sistema requer a recuperação de  $K^2$  elementos de  $G$ . Para isso, é necessário considerar um conjunto de restrições, vindas, preferencialmente, da teoria econômica. Da equação (3) segue que:

$$\Sigma u = E[u_t u_t'] = GE[\varepsilon_t \varepsilon_t']G' = G\Sigma\varepsilon G' \quad (4)$$

Como os choques estruturais são não correlacionados,  $\Sigma\varepsilon = I_k$  e, então,

$$\Sigma u = GG' \quad (5)$$

Devido a simetria de  $GG'$ , somente  $K(K + 1)/2$  equações independentes são identificadas e, portanto, para recuperarmos os  $K^2$  elementos precisamos de mais  $K(K + 1)/2$  restrições.

## 4. RESULTADOS.

### 4.1. Análise de Cointegração.

O primeiro passo da análise empírica consiste em investigar o número de relações de cointegração, o qual dependerá do *rank* (ou posto) da matriz  $\Pi$ , que, por sua vez, é igual ao número de raízes características (autovalores) que diferem de zero.

Aqui, aplica-se o teste de cointegração de Johansen (1988) usando a estatística do traço, pois é mais robusta em ausência de normalidade dos resíduos (Constantin et al. 2007). A hipótese nula do teste do traço é que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a  $r$  contra uma hipótese geral.

O teste para exogeneidade determinou que todas as variáveis são endógenas a um nível de significância inferior a 5%. Foram adotadas duas defasagens para a estimativa do VAR, número estabelecido pelos critérios AIC e HQ. O critério SBC determinou apenas uma defasagem.

O teste de cointegração, com uma constante não restrita, revelou a existência de apenas uma relação de longo prazo entre as variáveis, como se mostra na tabela 1, visto que em apenas um caso o valor da estatística de traço é maior do que o valor crítico. Testes de autocorrelação revelaram ausência desse fenômeno com a níveis de significância 0,127 e 0,191, respectivamente para LM1 e LM2.

TABELA 1  
TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

p -r	r	Eig.Value	Trace	Frac95	P-Value
5	0	0.474	86.807	69.611	0.001 <sup>+</sup>
4	1	0.277	41.830	47.707	0.164
3	2	0.151	19.138	29.804	0.494
2	3	0.090	7.707	15.408	0.504
1	4	0.015	1.084	3.841	0.298

Fonte: Elaboração dos autores

+ Rejeição da hipótese nula ao nível de 1%.

## 4.2. A Dinâmica de Curto Prazo – Parâmetros Estruturais, Funções Impulso Resposta e Decomposição da variância.

### 4.2.1. Parâmetros Estruturais

O passo seguinte é a análise da dinâmica de curto prazo das variáveis, o que requer a identificação dos coeficientes da matriz de efeitos contemporâneos.

A dinâmica de curto prazo do modelo pode ser representada por cinco equações nas quais se impõe um conjunto de restrições de super- identificação (overidentification) aos coeficientes da matriz G derivada na equação (3).

O processo de escolha de tais restrições, neste trabalho, segue Cologni e Manera (2008) no bloco referente aos efeitos contemporâneos dos choques estruturais sobre o PIB industrial e sobre a inflação e sobre juro. Segue Huelsewig et al (2005) no bloco referente ao mercado de crédito, tentando incorporar elementos teóricos à análise da dinâmica de curto prazo do sistema.

A notação usada é a seguinte: *ulind*, *uinf*, *ujuro*, *ujtg*, *uleg* correspondem aos erros das equações da forma reduzida do VAR e capturam os choques estruturais em cada uma das variáveis do sistema representados por  $\epsilon_{lind}$ ,  $\epsilon_{inf}$ ,  $\epsilon_{juro}$ ,  $\epsilon_{jtg}$ ,  $\epsilon_{leg}$ . Considera-se, aqui, que no curto prazo a principal variável que influencia o produto industrial é a inflação, isto é:

$$ulind = G_{11}\epsilon_{lind} + G_{12}\epsilon_{inf}.$$

Segundo Cologni e Manera (2008) a inflação influencia contemporaneamente o produto através do efeito caixa real. Assim,  $G_{13} = G_{14} = G_{15} = 0$ , o equivalente a dizer que a taxa de juro da política monetária, a taxa de juro de mercado e o volume de crédito não afetam contemporaneamente o produto.

$uinf = G_{22}\epsilon_{inf}$ , ou seja, a única variável a produzir choques contemporâneos sobre a inflação é ela mesma. Assim,  $G_{21} = G_{23} = G_{24} = G_{25} = 0$ .



Cologni e Manera (2008), diferente de outros autores, por exemplo Peersman and Smets (2001); Lee and Ni (2002), não consideram que choques do produto tenham efeitos contemporâneos sobre a inflação. Segundo aqueles autores, quando há pressões de demanda sobre a capacidade instalada o produto marginal do trabalho cai menos fortemente e o emprego aumenta apenas ligeiramente mais do que proporcional ao produto. Logo, por causa de custos marginais menos voláteis, o efeito sobre a inflação é defasado.

$ujuro = G_{31}\epsilon_{ind} + G_{32}\epsilon_{inf} + G_{33}\epsilon_{juro}$ , ou seja, as variáveis que transmitem choques à taxa de juro são: ela mesma, e o produto industrial. Sob a hipótese da existência de indicadores capazes de antecipar o ciclo, a autoridade monetária pode responder dentro do período a variações do preço e do produto, de modo que a taxa de juro deve subir em resposta a choques contemporâneos do produto e da inflação. Assim,  $G_{33}=G_{34}=G_{35}= 0$ .

Huelsewig et al (2005), partindo de um modelo resultante de otimização dos agentes, bancos e tomadores, chegam à conclusão de que, nas palavras dos próprios autores, “Our findings suggest that the credit channel is operating alongside the interest rate channel. Banks decrease their loan supply with an expected drop in their credit margin after a monetary policy shock, while loan demand declines with a drop in the output level and a rise in the loan rate”.

Diante disto, as equações de demanda e oferta de crédito tomam, respectivamente, as seguintes formas:

$$ujtg = G_{43}\epsilon_{juro} + G_{44} \epsilon_{jtg}. \text{ Assim, } G_{41} = G_{42} = G_{45} = 0$$

$$uleg = G_{51}\epsilon_{ind} + G_{53}\epsilon_{juro} + G_{55} \epsilon_{leg}. \text{ Assim, } G_{52} = G_{54} = G_{55} = 0$$

Na última linha da tabela 4 apresenta-se o resultado do teste LR para a sobreidentificação (*overidentification*) das restrições de curto prazo, discutidas acima, as quais não são rejeitadas ao nível convencional de significância.

TABELA 2  
COEFICIENTES CONTEMPORÂNEOS NO MODELO ESTRUTURAL

Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t	Significância
G12	-0,0004	0,0049	-0,0713	0,9432
G31	-0,9926	0,4340	-2,2872	0,0222
G32	0,0224	0,0173	1,2922	0,1963
G43	-0,1374	0,0702	-1,9584	0,0502
G51	-0,0144	0,0548	-0,2624	0,7930
G53	-0,0004	0,0152	-0,0263	0,9790

Log-likelihood test for over-identification

Chi-Squared(4): 3,6658

Significância: 0,4546

Fonte: Elaboração dos autores.

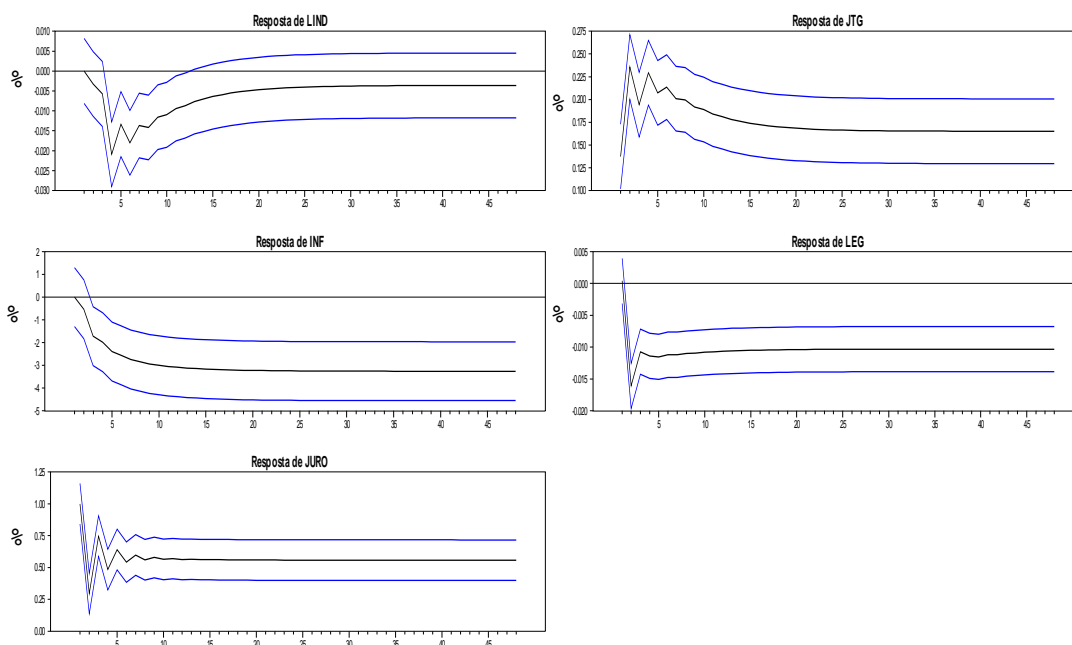
#### 4.2.2. Funções Impulso Resposta

Inicia-se o estudo das funções impulso resposta examinando-se os efeitos de um choque de um desvio padrão na política monetária representada pela variável denominada juro. A Figura 1 mostra as funções impulso resposta das variáveis do sistema após esse choque, cobrindo um horizonte de 48 meses, onde as linhas pretas representam as funções e as linhas azuis representam bandas de 95% calculadas com simulação Monte Carlo.

Interessa observar as reações do volume de empréstimos, do nível do produto e da taxa de juro de mercado. Consistente com resultados encontrado em Hulsewig et al (2005) e Walsh e Wilcox (1995), nota-se comportamento decrescente de todas essas variáveis. Em particular, o que acontece com o nível de produto se assemelha mais aos resultados de Walsh e Wilcox (1995), isto é, há uma queda, mas em seguida um movimento de retorno à linha de base, enquanto os primeiros autores acima encontram primeiro um movimento ascendente dessa variável que depois declina persistentemente. A taxa de juro de mercado flutua ligeiramente no período inicial, mas logo começa um movimento de queda de acordo com o que prevê o modelo de oferta de crédito descrito antes, isto é, uma elevação na taxa de juro da política monetária reduz a diferença entre esta e a taxa cobrada pelos bancos, reduzindo a rentabilidade deste e baixando a oferta de crédito. Nota-se ainda no gráfico 1 uma queda na inflação conforme encontrado em Walsh e Wilcox (1995).

Gráfico 1  
CHOQUE NA TAXA DE JURO DA POLÍTICA MONETÁRIA

### Choque em JURO



Fonte: elaboração dos autores.

Para identificar a demanda e a oferta<sup>5</sup> de crédito, Walsh e Wilcox (1995) procedem em dois estágios: primeiro, estimam dois VARs cada um contendo apenas uma dessas variáveis e observando os efeitos dos respectivos choques sobre o sistema, concluindo pela maior relevância dos choques de oferta em consonância com o que preveem Bernanke and Blinder (1988)<sup>6</sup>.

Neste trabalho estimaremos apenas VARs nos quais entram, concomitantemente, as duas variáveis, pois o interesse é, em primeiro lugar, mostrar a coerência das respostas do sistema com o papel de oferta de crédito representada pela taxa de juro de mercado, e, em segundo lugar, argumentar que as peculiaridades observadas nas respostas aos choques na demanda de crédito parecem refletir fortes reações da política monetária.

O gráfico 2 mostra os efeitos de um choque de um desvio padrão aplicado à taxa de juro de mercado. Como antes, as linhas pretas são as funções impulso resposta e as azuis representam bandas com 95% de significância. Os sinais de que essa variável manifesta efeitos de oferta compreendem uma queda imediata no volume de empréstimos que se mantem abaixo da linha de base por todo o período subsequente, no gráfico 1. Outro sinal característico é a queda do produto situando-se abaixo da linha de base por cerca de um ano quando volta a alcançar essa linha, mantendo-se acima dela pelo resto do período. Mais um sintoma revelador de que um choque positivo na taxa de juro de mercado está associado com uma contração na oferta de empréstimos bancários, conforme Walsh e Wilcox (1995) é a queda na taxa de inflação. Neste trabalho, o declínio permanece por todo o resto do período.

O gráfico 3 mostra as reações das variáveis do sistema a um choque de um desvio padrão no volume de crédito o qual, reagindo ao seu próprio movimento, se eleva ligeiramente logo voltando a declinar porém mantendo-se acima da linha de base por todo o período. Isso parece causar um repique na inflação levando a uma forte reação do Banco Central, provocando elevação expressiva na taxa de juro da política monetária. Isto, por sua vez, eleva taxa de juro de mercado, refletindo comportamento da oferta de crédito desta, se eleva mostrando que os bancos procuram compensar a perda de rentabilidade causada pela brusca redução da diferença entre as duas taxas. O resultado final é que, após o choque de demanda de crédito causar ligeira elevação no produto industrial, por volta do sétimo mês este cai abaixo da linha de base atingindo uma contração substancialmente mais vigorosa comparada com a que foi provocada pelo choque de oferta de crédito. Isto tudo, no entanto, como reflexo da reação do Banco Central ao choque inflacionário causado pelo aumento na demanda de crédito.

#### **4.2.3. Decomposição da Variância**

A tabela 1, painéis (a) e (b) apresenta as decomposições das variâncias dos erros de previsões do produto industrial e do volume de empréstimos. A maior fração da variância do erro de previsão do produto, painel (a), pertence a ele mesmo, iniciando com 95% em três meses e alcançando 80% em doze meses. A seguir, vem a contribuição da inflação, chegando a 13% em doze meses e com 47% em quarenta e oito meses. As taxas de juro da política monetária e de

---

<sup>5</sup> Representadas, respectivamente, pelo volume de crédito e pela taxa de juro de mercado. Veja-se Walsh e Wilcox (1995) pp. 93 a 99.

<sup>6</sup> Segundo a visão desses autores, “in contrast to shocks to loan supply, it might be difficult to think of or identify major shocks to credit demand, that is, sharp increases or decreases in the demand for loans at given interest rates and GNP”

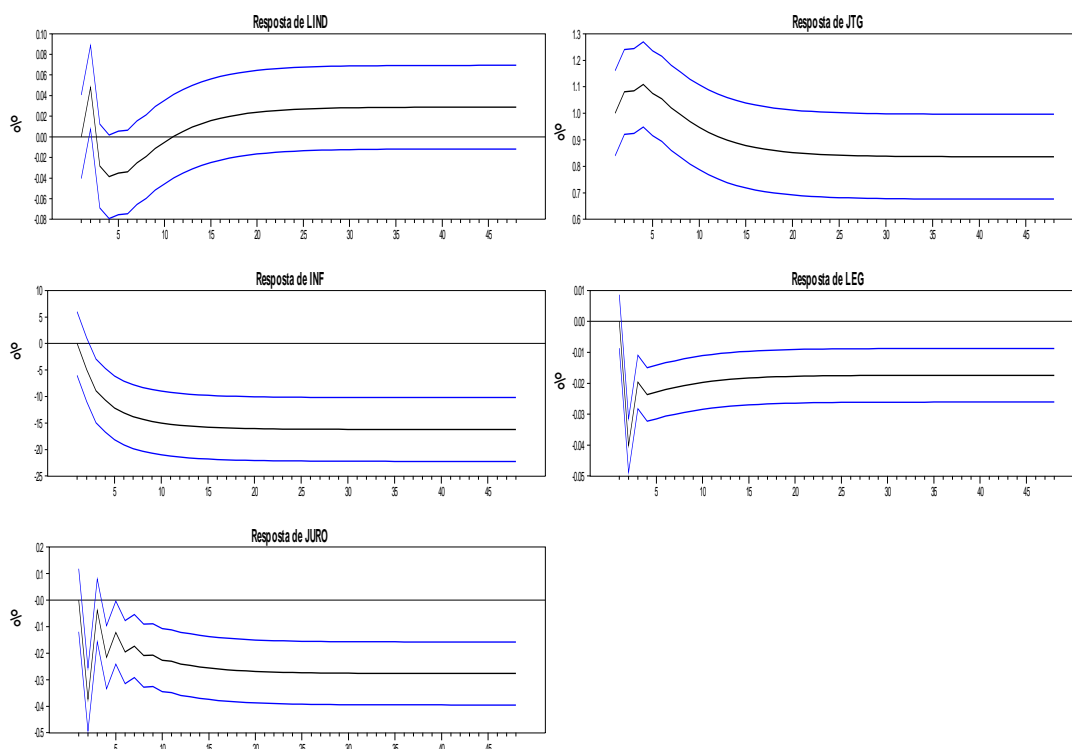
mercado apresentam contribuições bastante modestas e o volume de empréstimos contribui com 7,5% em 18 meses, aumentando para 12% em 48 meses.

No painel (b), o volume de empréstimos demonstra baixíssima interação com as demais variáveis do sistema, contribuindo para a variância do seu próprio erro de previsão com 88% ao longo de todo o período. Os restantes 12% se distribuem entre o produto, que alcança 8% em três meses e a inflação cujo contributo chega a 6% em 48 meses.

Como a decomposição da variância dos erros de previsão mostra apenas os efeitos globais, é importante aprofundar mais a pesquisa sobre a relação empréstimo-produto no Nordeste, fazendo-se a decomposição histórica das séries volume real de empréstimos (LEG) e produto industrial (LIND). No primeiro caso para examinar, dentro de períodos específicos, a contribuição de JTG (oferta de empréstimos), pois segundo Walsh e Wilcox (1995) para que a oferta de empréstimo afete o produto é condição necessária que ela influencie o volume de empréstimos. No caso da série Lind, o objetivo de sua decomposição histórica é examinar a influência, sobre ela, dos efeitos conjuntos de demanda e oferta de crédito. Através dessa técnica, é possível analisar o papel de cada uma das variáveis em períodos específicos.

GRÁFICO 2  
CHOQUE NA TAXA DE JURO DE MERCADO

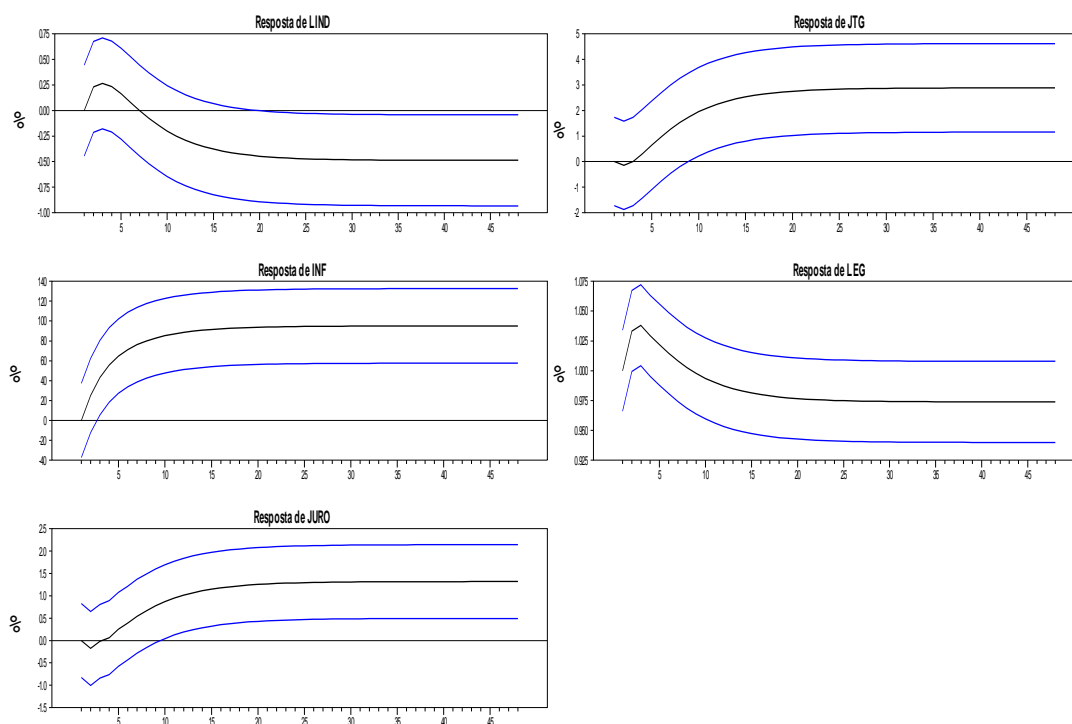
### Choque em JTG



Fonte: Elaboração dos autores

GRÁFICO 3  
CHOQUE NA DEMANDA DE CRÉDITO

Choque em LEG



Fonte: Elaboração dos autores.

TABELA 3 – Decomposição da Variância

Painel (a): Série LIND

	Desvio Padrão	LIND	INF2	JURO	JTG	LEG
3	0,029	95,393	1,908	0,048	1,032	1,620
6	0,031	92,808	2,178	0,759	1,768	2,487
12	0,034	80,148	13,079	1,058	1,720	3,995

18	0,044	64,017	26,669	0,714	1,096	7,505
24	0,054	55,854	33,244	0,487	0,823	9,592
36	0,072	49,327	38,368	0,291	0,632	11,382
48	0,087	46,723	40,391	0,211	0,561	12,114

Painel (b): Série LEG

	Desvio Padrão	LIND	INF2	JURO	JTG	LEG
3	0,0199	7,8950	2,3650	0,9140	0,5440	88,2810
6	0,0281	7,6500	3,0980	0,9590	0,2740	88,0190
12	0,0393	6,5740	4,2890	0,9690	0,1540	88,0140
18	0,0477	5,8890	5,0730	0,9630	0,1220	87,9540
24	0,0548	5,4690	5,5710	0,9560	0,1080	87,8960
36	0,0666	5,0060	6,1270	0,9490	0,0960	87,8220
48	0,0767	4,7650	6,4180	0,9450	0,0890	87,7820

Fonte: Elaboração dos autores

O gráfico 5, painéis (a) e (b), mostra mais detalhadamente que não são nulos os efeitos em questão. No painel (a) observa-se que a os choques da oferta de empréstimos influenciou o volume destes em várias oportunidades, a saber: em 2005/2006 o efeito foi negativo, reduzindo, portanto o volume de crédito. Durante o ano de 2007 o efeito foi positivo, mas passou a operar num movimento pró-cíclico desde o início da crise, recuperando-se, apenas debilmente, no fim de 2010. Pode-se concluir que os choques na oferta de crédito, isoladamente, não ajudaram a indústria regional a se recuperar da crise.

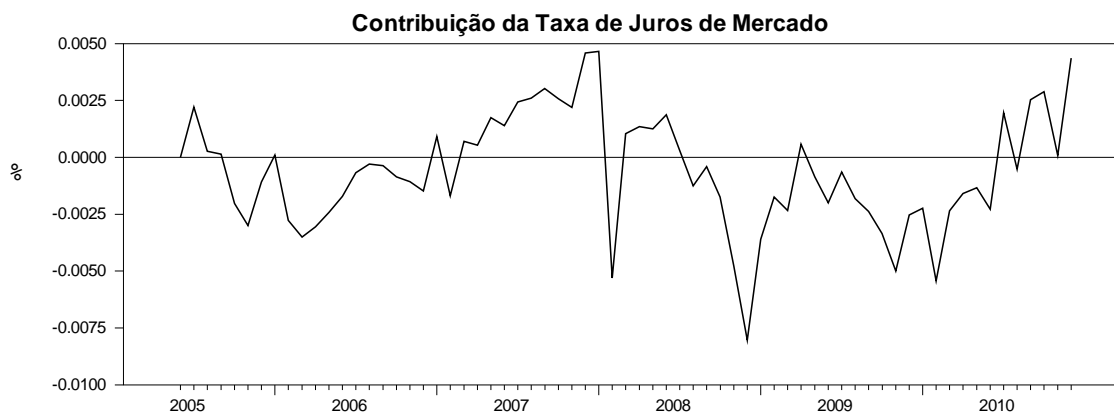
No painel (b), nota-se que o efeito conjunto de demanda e oferta de crédito foi anticíclico de meados de 2005 a meados de 2007, quando atinge o seu máximo, tornando-se pro-cíclico a partir de então até o fim de 2008. Daí, então, pode-se ver a contribuição positiva dos choques dessas para promoverem a recuperação de 2009.

## GRÁFICO 5

### DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA

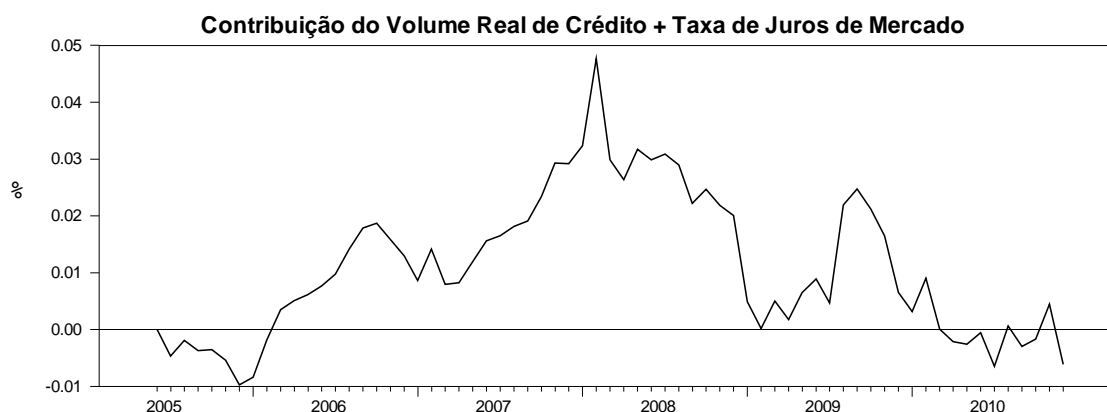
#### Painel (a)

#### DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DE LEG – CONTRIBUIÇÃO DE JTG



## Painel (b)

### DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA DE LIND – CONTRIBUIÇÃO DE JTG E LEG



Fonte: Elaboração dos autores.

## 5. CONCLUSÕES

Este trabalho teve como objetivo examinar os impactos da demanda e da oferta de crédito, no Nordeste, sobre o produto industrial da Região. Utilizaram-se dados mensais, para o período 2004/2010, das seguintes variáveis: índice do produto da indústria regional, inflação, taxa de juro da política monetária, taxa de juro de mercado e o volume real de empréstimos bancários para a Região. Os dados foram submetidos a um modelo VAR estrutural com correção de erros. Os resultados mostraram a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis, após a estimação do qual os resíduos do sistema foram usados para a análise da dinâmica de curto prazo da economia, sob a orientação uma estrutura que procurou incorporar elementos da teoria econômica.

Observou-se, primeiramente, através das funções impulso resposta, que a oferta de crédito, expressa nos choques estruturais da taxa de juro de mercado, é influenciada pela política monetária, portanto constituindo-se num canal importante para a transmissão dos efeitos dessa política à atividade econômica regional. A interpretação é consistente com o fato de que uma elevação na taxa de juro da política monetária reduz a diferença entre esta e a taxa de juro cobrada pelos bancos, reduzindo a rentabilidade destes e baixando a oferta de crédito.

Um choque na taxa de juro de mercado provoca uma queda imediata no volume de empréstimos, que se mantem abaixo da linha de base por todo o período subsequente, causando uma queda no produto e na taxa de inflação.

Um choque no volume real de empréstimos parece causar um choque na inflação, provocando elevação expressiva na taxa de juro da política monetária, o que eleva a taxa de juro de mercado causando uma contração vigorosa no produto industrial.

A de composição das variâncias dos erros de previsão das variáveis revelou muito pouca interação entre estas, mas a decomposição histórica permitiu observar o seguinte, em períodos específicos:

- (i) Os choques da oferta de empréstimos influenciaram o volume destes em 2005/2006, com efeito negativo. Em 2007 o efeito foi positivo, mas passou a operar num movimento pró-cíclico desde o início da crise, recuperando-se, apenas debilmente, no fim de 2010. Pode-se concluir que os choques na oferta de crédito, isoladamente, não ajudaram a indústria regional a se recuperar da crise.
- (ii) No painel (b), nota-se que o efeito conjunto de demanda e oferta de crédito foi anticíclico de meados de 2005 a meados de 2007, quando atinge o seu máximo, tornando-se pró-cíclico a partir de então até o fim de 2008. Daí, então, pode-se ver a contribuição positiva dos choques conjuntos dessas variáveis para promoverem a recuperação de 2009.

## REFERÊNCIAS

ASHCRAFT, A. B. - "New Evidence on the Lending Channel". *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, vol. 38, nº 3, April, pp. 751-775, pp. 751-775, 2006.

BERNANKE, B.; BLINDER, A. – “Credit, Money and Aggregate Demand”. *The American Economic Review*, vol. 78, Nº 2, Papers and Proceedings of the One-Hundredth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 435-439, 1988.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. – “Inside The Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”. *The Journal of Economics Perspectives*, vol. 9, Nº 4, pp. 27-48, 1995.

BOUGHRARA, A.; GHAZOUANI, S. - "Is There a Bank Lending Channel of Monetary Policy in Selected Mena Countries? A Comparative Analysis". *Middle East Development Journal*, Vol. 2, No. 2, pp. 251–282, 2010.

CAPPIELLO, L.; KADAREJA, A.; SØRENSEN, C.; PROTOPAPA, M. – “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.

CLAUS, I. – “The Effects of Bank Lending in an Open Economy,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 39, No. 5, pp. 1213-1243, 2007.

COLOGNI, A.; MANERA, M. – “Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries,” *Energy Economics*, Vol. 30, No. 3, pp. 856-888, 2008.

Constantin et al. (2007)

DRISCOLL, J. – “Does bank lending affect output? Evidence from the U.S. states”. *Journal of Monetary Economics*, nº 51, pp. 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*, nº 34, Deutsche Bundesbank, Resource Centre, 2006.

GRAMINHO, F. M.; BONOMO, M. A. - "O canal de empréstimos bancários no Brasil: Uma evidência microeconômica". *Anais... XXX Encontro Nacional de Economia da ANPEC*, 2002.

HUELSEWIG, O.; MAYER, E.; WOLLMERSHAEUSER, T. - "Bank loan supply and monetary policy transmission in Germany: an assessment based on matching impulse responses," *CESIFO Working Paper No. 1380*, January, 2005.

JOHANSEN, S. – "Statistical analysis of cointegration vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231–254, 1988.

KASHYAP, A.; STEIN, J. – "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets". *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 42, pp. 151--195, 1995.

\_\_\_\_\_ – "What Do a Million Banks Have to Say About the Transmission of Monetary Policy?" *NBER Working Papers 6056*, National Bureau of Economic Research, Inc, 1997.

KISHAN, R.; OPIELA, T. – "Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel". *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 32, Nº 1, Feb., pp. 121-141, 2000.

Lee and Ni (2002)

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*, vol. 38, nº 6, pp. 1575-1597, september, 2006.

PEEK, J.; ROSENGREN, E.S. - "Bank regulation and the credit crunch". *Journal of Banking and Finance*, pp. 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*, vol 35, nº 6 (part 1), december, pp. 931-946, 2003.

RJOUB, S.; RABBAIE, A. – "Does Bank Lending Affect Output? Evidence from an Emerging Market". *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 46, 2010.

SOUZA-SOBRINHO, N. - "An Assessment of the Credit Channel in Brazil", MPRA Paper 5160, University Library of Munich, Germany, 2003.

WALSH, C. E. – "*Monetary Theory and Policy*", ed. 3, The MIT Press, 2010.

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

Huelsewig et al (