

Universidade Federal do Paraná  
PPGDE - Macroeconomia

**Resenha de Artigo Científico**  
ESTUDO DA OPERACIONALIDADE DO CANAL DE  
CRÉDITO NO BRASIL  
USANDO VAR ESTRUTURAL COINTEGRADO

Autores	Igor Ézio Maciel Silva Doutorando em Economia do PIMES/UFPE Jocildo Fernandes Bezerra Doutor em Economia pela USP Ricardo Chaves Lima Doutor em Economia pela University of Tennessee Carla Calixto da Silva Doutoranda em Economia do PIMES/UFPE
Professor	Marcos M. Hasegawa
Mestrando	Jani Rogério Branco

Curitiba, 23 de novembro de 2014

# Conteúdo

<b>1</b>	<b>Resumo</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>Introdução</b>	<b>1</b>
<b>3</b>	<b>Revisão da literatura</b>	<b>1</b>
<b>4</b>	<b>Metodologia:Os Dados, o Modelo e a Estratégia Empírica</b>	<b>2</b>
4.1	Os dados . . . . .	2
4.2	O Modelo e a Estratégia Empírica . . . . .	3
<b>5</b>	<b>Conclusão</b>	<b>10</b>
<b>6</b>	<b>Referências</b>	<b>11</b>

# 1 Resumo

O trabalho aborda a questão do canal de crédito bancário no Brasil usando dados agregados de periodicidade mensal, no intervalo 1995/2010, em um VAR estrutural cointegrado. Seguindo técnicas utilizadas anteriormente por Huelsewig et al (2005) e Walsh e Wilcox (1995) e aplicando um modelo VECM, estima-se a resposta dos empréstimos bancários a um choque de política monetária e identificam-se a demanda e a oferta de empréstimos. Os resultados mostram evidências da operacionalidade do canal de crédito no Brasil, e através da decomposição histórica da variância observa-se o papel desempenhado pelo crédito no comportamento do produto industrial nas fases de expansão e contração recentes da economia brasileira.

## 2 Introdução

Existem vários trabalhos sobre a operação do canal de crédito bancário no Brasil, a exemplo de Graminho e Bonomo (2002) e Takeda, Rocha e Nakane (2005), Oliveira e Neto (2008), Coelho et al (2010), Ianaze (2011), que abordam o problema através do estudo dos balancetes dos bancos. Oliveira (2010) utiliza os balanços das empresas. Bresciani(2008), Souza e Sobrinho (2003), utilizam VAR e VEC.

A diferença deste trabalho em relação aos trabalhos anteriores encontra-se não apenas nos dados e no período estudado (1995 - 2010), mas também na utilização de um VAR estrutural cointegrado que permite impor restrições de curto e longo prazo baseadas em considerações teóricas.

O trabalho se divide em cinco partes, incluída a 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 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 e analisa-se, também, a dinâmica de curto prazo do modelo; na quinta parte, as conclusões encerram o estudo.

## 3 Revisão da literatura

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.

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).

Um choque monetário contracionista 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. Mas o choque causará 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, os choques da demanda e/ou da oferta de empréstimos podem causar a redução destes.

Dito de outro modo, a tese do canal de crédito enfatiza deslocamentos da oferta de empréstimos enquanto a tese da taxa de juro enfatiza deslocamentos da demanda de empréstimos (Huelsewig, 2005).

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.

## **4 Metodologia: Os Dados, o Modelo e a Estratégia Empírica**

### **4.1 Os dados**

Os dados apresentados são de periodicidade mensal e dessazonalizados pelo método X11. O nível de atividade é representado pelo índice da produção

física industrial do Brasil,(IBGE). Os índices são de base fixa mensal com a média de 2002 igual a 100.

Para medir o volume de crédito foi utilizado o saldo total mensal (em milhões de reais) das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional do Boletim do Banco Central do Brasil e taxa de juros over-selic . 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 (IGP-DI), disponível na base de dados da FGV. Os dados foram transformados para gerar 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),
- O logaritmo natural do volume real de crédito mensal (LEG).
- Logaritimo 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. Foram aplicados os testes ADF e Perron.

## 4.2 O Modelo e a Estratégia Empírica

O Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) é uma extensão de uma regressão univariada para um ambiente multivariado, onde cada equação definida pelo VAR é uma regressão por mínimos quadrados ordinarios de determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo.

O modelo VAR pode ser expresso por,

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + \dots + A_pX_{t-p} + B_0Z_1 + B_1Z_{t-1} + \dots + B_pZ_{t-p} + e_t$$

onde:

$A_0$  é o vetor de termos de interceptos;  $A_1, \dots, A_p$  são matrizes  $N \times N$  de coeficientes que relacionam valores defasados das variáveis endógenas.  $B_0, \dots, B_p$  são matrizes  $N \times N$  que relatam valores atuais e defasados de variáveis exógenas;  $e_t$  é uma vetor  $N \times 1$  de erros.

Para selecionar o melhor modelo VAR, usa-se os critérios de informações SC e AIC, os quais são importantes para determinar o número de defasagens a serem incluídas no modelo. Assim, como estes critérios levam em consideração a soma dos quadrados dos resíduos, o número de observações e de estimadores do parâmetro, temos que quanto menor forem os valores, melhor será o modelo.

No estudo de cointegração, uma adaptação do modelo VAR foi proposta, conhecido como modelo de correção de erros (VEC) que pode ser escrito como

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Phi D_t + u_t$$

onde:

$Z_t$  é um vetor com  $k$  variáveis;  $u_t$  é um vetor de erro aleatório;  $D_t$  é um vetor binário para captar a variação sazonal;  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, 2, \dots, k-1$ );  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$

na qual a matriz  $\Pi$  tem fundamental importância na análise de cointegração, cada linha de  $\Pi$  representa uma relação de cointegração.

O teste de Phillips - Perron, conhecido na literatura como teste PP é uma generalização do teste de Dickey - Fuller para os casos em que os erros são correlacionados e, possivelmente, heterocedásticos. Então, a seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Neste caso, a estatística  $Z$  é calculada por

$$Z = n\hat{\delta}_n - \frac{n^2\hat{\sigma}^2}{2s_n^2} \left( \hat{\lambda}_n^2 - \hat{\gamma}_{0,n} \right)$$

onde,

$$\hat{\gamma}_{j,n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1+j}^n r_i r_{i-j}$$

$$\hat{\lambda}_n^2 = \hat{\gamma}_{0,n} + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \hat{\gamma}_{j,n}$$

$$s_n^2 = \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^n r_i^2$$

em que  $r_i$  representa o residuo em  $y_i$  utilizando estimadores de mínimos quadrados,  $k$  é o número de covariáveis na regressão e,  $q$  é o número de defasagens utilizadas para calcular  $\hat{\lambda}_n^2$ .

Note que  $Z$  trata-se de uma ajuste na estatística de Dickley - Fuller. Caso o processo seja não correlacionado temos covariâncias nulas e neste caso,  $\hat{\lambda}_n^2 = \hat{\gamma}_{0,n}$ . Se o processo não for heterocedástico temos que  $se(\delta) = 1/n$  e então  $Z$  é dada por

$$Z = n\hat{\delta} = \frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})}$$

isto é,  $Z$  é a estatística de Dickley - Fuller e portanto, tem a mesma distribuição da estatística do teste ADF, calculada por Dickley - Fuller através de simulação de Monte Carlo.

O teste de Dickley-Fuller Aumentado é conhecido na literatura como teste ADF (Augmented Dickley-Fuller) e requer o estudo sobre a seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

onde  $\beta_1$  é o intercepto, também denominado como drift da série;  $\beta_2$  é o coeficiente de tendência;  $\delta$  é o coeficiente de presença de raiz unitária e  $m$  é o número de defasagens tomadas na série.

Neste caso a hipótese nula é dada por  $H_0 : \delta = 0$

Fazemos uma regressão de  $\Delta y_t$  em  $y_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t+p-1}$  e calculamos a estatística  $T$  dada por

$$T = \frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})}$$

onde  $\hat{\delta}$  é um estimador para  $\delta$  e,  $se(\hat{\delta})$  é um estimador para desvio padrão do erro de  $\delta$ .

Os valores críticos da estatística T foram tabelados por Dickley e Fuller através de simulação Monte Carlo e variam nos casos de presença somente de intercepto, presença somente de tendência e presença de ambos.

Um modelo macroeconômico simples é proposto, com restrições de curto e longo prazo baseadas na teoria econômica. As primeiras são restrições lineares nos vetores de cointegração e capturam as funções de oferta e demanda de empréstimos. As restrições de curto prazo são impostas na matriz de covariância dos erros.

A função demanda de crédito é apresentada com o volume demandado dependendo inversamente da taxa de juro e diretamente do produto. Assim, pode-se escrever a função de oferta agregada como:

$$L_t = L_{t-1} + na^{-1} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s E_t(r_{t+s}^L - r_{t+s}^M), \quad (1)$$

e a função de demanda agregada

$$L_t = b_1 y_t - b_2 r_t^L, \quad (2)$$

onde  $y_t$  é o nível de produto e  $b_1$ ,  $b_2$  são parâmetros (elasticidades renda e juros) que compõe o termo *spread*. É esperado, portanto, que a procura por crédito aumente com  $y_t$  e se reduza quando a taxa de juros  $r$  aumenta.

A escolha das restrições, neste trabalho, segue Cologni e Manera (2008) no bloco referente aos efeitos contemporâneos dos choques estruturais sobre o PIB industrial, sobre a inflação e 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 foi:  $\mu_{lind}$ ,  $\mu_{inf}$ ,  $\mu_{juro}$ ,  $\mu_{jtg}$ ,  $\mu_{leg}$  correspondem aos erros das equações da forma reduzida do VAR e capturam os choques estruturais em cada uma das variáveis do sistema 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:

$$\mu_{lind} = g_{11}\epsilon_{lind} + g_{12}\epsilon_{inf} \quad (3)$$

Então,  $g_{13} = g_{14} = g_{15} = 0$ , 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.

$$\mu_{inf} = g_{21}\epsilon_{lind} + g_{22}\epsilon_{inf} + g_{24}\epsilon_{jtg} \quad (4)$$

No primeiro caso, os agentes percebem choques na demanda agregada e ajustam os preços; no segundo caso, através da elevação dos custos. Assim,

$$g_{23} = g_{25} = 0.$$

$$\mu juro = G_{31}\epsilon lind + G_{32}\epsilon inf + G_{33}\epsilon juro \quad (5)$$

As variáveis que transmitem choques à taxa de juro são: ela mesma, e o produto industrial, e a inflação. 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,  $G_{34} = G_{35} = 0$ . as equações de demanda e oferta de crédito tomam, respectivamente, as seguintes formas:

$$\mu jtg = g_{43}\epsilon juro + g_{44}\epsilon jtg. Assim, g_{41} = g_{42} = g_{45} = 0 \quad (6)$$

$$\mu leg = g_{51}\epsilon inf + g_{53}\epsilon juro + g_{55}\epsilon leg. Assim, g_{52} = g_{54} = g_{55} = 0 \quad (7)$$

A análise econométrica do modelo descrito acima envolve os seguintes passos:

1. Determina-se o número de vetores de cointegração do sistema e se lhes impõem as restrições de sobreidentificação (overidentification) usando o método de Máxima verossimilhança proposto por Johansen (1988). Essas restrições são testadas e os vetores identificados são empregados na estimação de um VECM cujos resíduos entram na matriz de covariância.
2. As restrições de curto e longo prazo identificadas derivadas do modelo apresentado acima são usadas para estimar a matriz de coeficientes G.
3. As restrições de sobreidentificação de curto prazo são testadas usando a estatística de razão de verossimilhança (LR).
4. A matriz G de impactos contemporâneos estimada é usada para recuperar os choques estruturais e para avaliar os seus impactos no sistema através da análise de impulso resposta

O primeiro passo, então, é identificar o número de relações de cointegração. Sem isso, o modelo VAR fica mal especificado com implicações sobre o comportamento das funções impulso resposta. A metodologia do teste de cointegração de Johansen (1988), partindo-se de um VAR em sua forma reduzida pode ser representado conforme segue:

Seja  $Z_t$  uma matrix ( $n \times p$ ) de séries temporais sendo que cada coluna representa uma série temporal. Para utilizarmos a metodologia de Johansen é necessário modelar  $Z_t$  como um vetor autorregressivo (VAR) sem restrições envolvendo  $k$  defasagens de  $Z_t$ . O modelo VAR pode ser escrito da seguinte forma

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + \Phi D_t + u_t$$

onde  $u_t \sim IN(0, \Sigma)$ ,  $Z_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) e cada elemento  $A_i$  é uma matriz de parâmetros de ordem ( $n \times n$ ) e  $D_t$  representa termos determinísticos, tais como constante, tendência linear e sazonalidade.

No caso da metodologia de Johansen também se torna necessário determinar a ordem da defasagem de  $Z_t$ , pois este procedimento tem como base a hipótese de que ao se introduzir um certo número de defasagem, é possível obter os resíduos bem comportados, isto é, estacionários.

Desta forma, a equação acima pode ser modificada em termos de um modelo de correção de erros (VEC) da seguinte forma

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + \Phi D_t + u_t$$

onde  $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, 2, \dots, k-1$ ), e  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$ . A principal vantagem em escrever o sistema em termos do modelo de correção de erros é o fato de que, nesse formato, são incorporadas informações de longo e curto prazo.

A metodologia de Johansen apresenta três situações se baseando no posto de  $\Pi$

$\Pi$  possui posto completo. Neste caso temos que há  $p = r$  colunas linearmente independentes, então as variáveis em  $Z_t$  são  $L(0)$ , isto é, as séries em  $Z_t$  são estacionárias.  $\Pi$  possui posto igual a zero, então não existe cointegração nas séries temporais de  $Z_t$ .  $\Pi$  possui posto reduzido. Este é o caso mais importante, quando há  $r \leq (p-1)$  séries cointegradas em  $Z_t$ , podemos escrever  $\Pi = \alpha\beta'$  sendo que  $\alpha$  é uma matrix ( $n \times p$ ) que representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros da matrix no curto prazo e  $\beta$  é uma matrix ( $n \times p$ ) de coeficientes de cointegração de longo prazo. Podemos então, dizer que o termo  $\beta' Z_{t-k}$  representa as  $p-1$  relações de cointegração no modelo multivariado, assegurando assim que  $Z_t$  converge para uma solução a longo prazo.

Para testar a presença de séries cointegradas em  $Z_t$  existe duas estatísticas a serem consideradas

$$J_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$J_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

onde  $T$  é o número de observações em cada série temporal de  $Z_t$  e  $\hat{\lambda}_i$  é o  $i$ -ésimo autovalor da matriz que determina a relação canônica entre  $\Delta Z_t$  e  $Z_{t-1}$  após corrigido erros de diferenciação, se estes existirem.

A estatística  $J_{trace}$  testa as hipóteses

$$H_0 : \lambda_i = 0; \quad i = r + 1, \dots, n$$

$$H_1 : \lambda_i = 0; \quad i = 1, 2, \dots, n$$

Ou seja, a hipótese nula é que somente os  $r$  primeiros autovalores são diferentes de zero, isto é, existe  $r$  séries temporais cointegradas em  $Z_t$ .

A estatística  $J_{max}$  testa a hipótese nula de existir  $r$  séries cointegradas contra existir  $r + 1$  séries cointegradas, a qual na prática não é utilizada, uma vez que o teste da estatística  $J_{trace}$  foi mostrado ser mais robusto para simetria e excesso de curtose.

Os valores críticos da estatística  $J_{trace}$  foram calculadas por Johansen em 1995, através de estudos de simulações utilizando Movimento Browniano.

O teste para exogeneidade determinou que todas as variáveis são endógenas a um nível de significância inferior a 1% . Foram adotadas duas defasagens para a estimativa do VAR, número estabelecido pelos critérios AIC, SBC e HQ.

Os autores passam a apresentar a análise dos dados a partir da seção 4 iniciando com o Teste de Cointegração de Johansen. Em seguida passam para análise da dinâmica de curto prazo através dos Parâmetros Estruturais, Funções Impulso Resposta e Decomposição da variância.

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 é representada pelas equações [3] a [7] nas quais se impuseram um conjunto de restrições de superidentificação (overidentification) aos coeficientes da matriz  $G$ .

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. As funções impulso resposta das variáveis do sistema após esse choque, cobrindo um horizonte de 48 meses, são representadas em gráficos calculadas com simulação Monte Carlo. Neste trabalho estimam-se apenas VARs nos quais entram, concomitantemente, as duas variáveis, pois o interesse é mostrar a coerência das respostas do sistema com o papel de oferta de crédito representada pela taxa de juro de mercado. Quanto ao produto

industrial, este não se altera, e o comportamento de todas as variáveis aqui descrito mostra o papel de demanda de crédito desempenhado pela variável LEG, conforme Walsh e Wilcox (1995).

## 5 Conclusão

O trabalho teve como objetivo examinar os impactos da demanda e da oferta de crédito, no Brasil, sobre o produto industrial. Utilizaram-se dados mensais, para o período 1995/2010, das seguintes variáveis: índice do produto da indústria, inflação, taxa de juro da política monetária, taxa de juro de mercado e o volume real de empréstimos bancários. Os dados foram submetidos a um modelo VAR estrutural com correção de erros. Os resultados mostraram a existência de dois vetores de cointegração entre as variáveis, após a estimação, restrição e identificação dos quais os resíduos foram usados para a análise da dinâmica de curto prazo da economia, sob a orientação uma estrutura que procurou incorporar elementos da teoria econômica. Através das funções impulso resposta, foi observado que a oferta de crédito, expressa nos choques estruturais da taxa de juro de mercado, é influenciada pela política monetária sendo um canal de transmissão dos efeitos dessa política à atividade econômica nacional.

Choques na taxa de juro de mercado provocam uma queda imediata no volume de empréstimos, 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 decomposição das variâncias dos erros de previsões das variáveis mostrou muita interação entre o volume de empréstimos e as demais variáveis do sistema, destacando, sobretudo, a capacidade de JTG afetar o volume de empréstimos, já a decomposição histórica da variância mostrou que a demanda e a oferta de empréstimos desempenharam importante papel no ciclo de expansão recente da economia brasileira, e portanto a operacionalidade do canal de crédito no período.

## 6 Referências

[1] BERNANKE, B.; GERTLER, M. – “Inside The Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”. The Journal of Economics Perspectives, vol. 9, N° 4, pp. 27-48, 1995.;

[2] BUENO, R.L.S - ”Econometria de Séries Temporais”. 2da Edição,São Paulo : Cenage Learning, 2011.;

[3] 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.;

[4] Rossi, José W. - ”Econometria de Séries Temporais com Aplicação a Dados da Economia brasileira”. Rio de Janeiro : LTC, 2014.;

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