

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA  
DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

**MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA  
MONETÁRIA: UMA AVALIAÇÃO DO CANAL  
CRÉDITO (2000-2015)**

LEONARDO JÚLIO DO NASCIMENTO OLIVEIRA

ORIENTADOR: Prof. Dr. André de Melo Modenesi

**Rio de Janeiro  
Setembro/2016**

LEONARDO JÚLIO DO NASCIMENTO OLIVEIRA

**Mecanismos de transmissão da política monetária: uma avaliação  
do canal crédito (2000-2015)**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

**ORIENTADOR:** Prof. Dr. André de Melo Modenesi

**Rio de Janeiro**  
**Setembro/2016**

## FICHA CATALOGRÁFICA

O48 Oliveira, Leonardo Júlio do Nascimento.

Mecanismos de transmissão da política monetária: uma avaliação do canal de crédito (2000-2015) / Leonardo Júlio do Nascimento Oliveira . – 2016.

87 f. ; 31 cm.

Orientador: André de Melo Modenesi

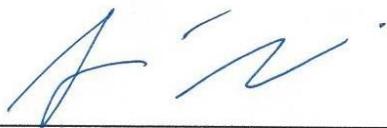
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro, Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia da Indústria e da Tecnologia, 2016.

**MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA: UMA  
AVALIAÇÃO DO CANAL CRÉDITO (2000-2015)**

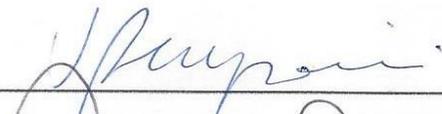
**LEONARDO JÚLIO DO NASCIMENTO OLIVEIRA**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE), Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

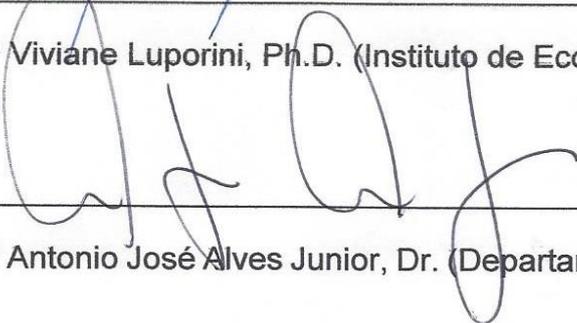
Aprovado por:



Profº Andre de Melo Modenesi, Dr. (Instituto de Economia, UFRJ) – Orientador



Profª Viviane Luporini, Ph.D. (Instituto de Economia, UFRJ)



Profº Antonio José Alves Junior, Dr. (Departamento de Ciências Econômicas, UFRRJ)

Rio de Janeiro

2016

## **Agradecimentos**

Agradeço a Deus pelo dom da vida e por permitir que tantas coisas boas aconteçam na minha trajetória.

Agradeço à minha família pelo apoio incondicional desde o primeiro momento em que decidi fazer o mestrado. Em especial, agradeço a minha noiva, Ana, pelo suporte nesses dois anos de curso, estar ao seu lado fez com que essa jornada valesse muito mais a pena. A minha mãe, por sempre me fazer acreditar e tornar esse sonho possível.

Agradeço a orientação e o apoio do Professor André de Melo Modenesi. Nossos encontros e conversas, foram de suma importância para melhor entender os argumentos e organizar essa dissertação.

Agradeço à professora Viviane Luporini e a Debora Pimentel, pelos importantes esclarecimentos os quais foram de grande ajuda para que este trabalho chegasse ao fim.

Aos queridos amigos do PPGE, agradeço por cada momento vivido juntos nesses dois anos de intenso trabalho. Com certeza as amizades que nasceram aqui e a convivência nesse período são o que levo de melhor do mestrado.

Agradeço aos excelentes professores do PPGE, que com o fantástico dom de ensinar compartilharam conosco uma infinidade de conhecimento fazendo com que eu me tornasse uma pessoa mais completa, curiosa e crítica. Igualmente não posso deixar de agradecer à equipe da Secretaria do mestrado e da Biblioteca que sempre nos prestou total apoio.

Por fim, agradeço à Universidade Federal do Rio de Janeiro pela oportunidade de cursar gratuitamente um curso de mestrado que é referência mundial. Sou eternamente grato e prometo retribuir de alguma forma para a sociedade o que foi investido em mim durante o mestrado.

A todos,

Os meus mais sinceros agradecimentos.

## RESUMO

O presente estudo teve como objetivo examinar a relevância e o impacto do canal de crédito, na transmissão da política monetária no Brasil no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015, para isso foram utilizadas como variáveis: A Taxa de juros Selic, Taxa de Câmbio, Crédito/PIB, Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), Dívida Bruta/PIB, Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (PIM-PF) e o Resultado Primário. A metodologia utilizada foi a análise de Vetores Auto-Regressivo (VAR), Vetor de Correção de Erros (VECM), análise dos coeficientes de cointegração e função impulso-resposta, sendo este, oriundo do VECM. Os resultados encontrados mostram a evolução e expansão do canal de crédito, no período observado, que somados a políticas adotadas contribuíram para uma maior eficácia do canal. No entanto, os resultados obtidos não necessariamente aplicaram em aumento da sensibilidade da inflação a choques da taxa de juros. Desta forma, a pesquisa permite concluir, que no período de análise, houve um aumento da potência do canal crédito na transmissão da política monetária.

**Palavras-chave:** Mecanismos de transmissão da política monetária, canal de crédito, eficácia, VAR, VECM, Função Impulso-Resposta e coeficientes.

## ABSTRACT

This study aimed to examine the relevance and impact of the credit channel in the transmission of monetary policy in Brazil from January 2000 to December 2015, for this were used as variables: The interest rate Selic rate exchange, Credit / GDP, the Consumer Price Index (IPCA), Gross Debt / GDP Monthly Industrial Survey of Physical Production (PIM-PF) and the Primary Results. The methodology used was the analysis of Vector Auto-Regressive (VAR) Error Correction Vector (VEC), analysis of cointegration coefficients and impulse response function, which is, coming from the VEC. The results show the evolution and expansion of the credit channel in the observed period, which added to policies adopted contributed to a more effective channel. However, the results do not necessarily applied in increased sensitivity of inflation to shocks in interest rates. Thus, the research leads to the

conclusion that the study period, there was an increase in credit channel power in the transmission of monetary policy.

**Key-words:** transmission mechanisms of monetary policy, credit channel, effectiveness, VAR, VECM, Impulse Response Function and coefficients.

# ÍNDICE DE GRÁFICOS, FIGURAS E ILUSTRAÇÕES

## Gráficos

|  |    |
|--|----|
| Gráfico 1: Razão crédito/PIB no Brasil.....                              | 22 |
| Gráfico 2: Função de Impulso-Resposta do IPCA a Selic no Modelo VEC..... | 50 |

## Figuras

|   |    |
|---|----|
| Figura 1 Mecanismos de transmissão da política monetária..... | 14 |
|---|----|

## Quadros

|  |    |
|--|----|
| Quadro 1: Estrutura analítica da Política Monetária.....   | 12 |
| Quadro 2: Vantagens e desvantagens da adoção de uma regra para a condução da política monetária..... | 13 |
| Quadro 3: Síntese das evidências empíricas sobre o canal de crédito para o Brasil.....               | 31 |

## Tabelas

|  |    |
|--|----|
| Tabela 1 IPCA observado e Meta para inflação.....  | 11 |
| Tabela 2: Teste de raiz unitária no nível: Dickey-Fuller GLS.....                        | 42 |
| Tabela 3: Teste de raiz unitária no nível: Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)..... | 42 |
| Tabela 4: Teste de raiz unitária no nível: Phillips–Perron.....                          | 42 |
| Tabela 5: Teste de Cointegração de Johansen, modelo VEC (2000-2015).....                 | 43 |
| Tabela 6: Modelo VECM (2000-2015).....   | 44 |
| Tabela 7: Testes de Autocorrelação Serial (2000-15).....                                 | 44 |
| Tabela 8: Teste de Cointegração de Johansen, modelo VECM (2000-2006).....                | 45 |
| Tabela 9: Teste de Cointegração de Johansen, modelo VEC (2006-2015).....                 | 46 |
| Tabela 10: VECM Primeiro Período (2000-2006).....  | 46 |
| Tabela 11: VECM Segundo Período (2006-2015).....   | 46 |
| Tabela 12: Teste de Autocorrelação Serial VEC.....                                       | 47 |
| Tabela 13: Função de Impulso-Resposta do IPCA a Selic no Modelo VEC (2000-2015).....     | 48 |
| Tabela 14: Função de Impulso-Resposta do IPCA a Selic no Modelo VEC (2000-06).....       | 49 |
| Tabela 15: Função de Impulso-Resposta do IPCA a Selic no Modelo VEC (2006-15).....       | 49 |

# SUMÁRIO

|   |    |
|---|----|
| INTRODUÇÃO .....  | 7  |
| CAPÍTULO 1: MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA<br>MONETÁRIA.....               | 10 |
| 1.1 Operacionalização da Política Monetária.....                                  | 11 |
| 1.2 Mecanismos de Transmissão da Política Monetária.....                          | 14 |
| 1.2.1 Canal da Taxa de Juros .....  | 15 |
| 1.2.2 Canal da Taxa de Câmbio.....  | 15 |
| 1.2.3 Canal Preço dos Ativos.....   | 16 |
| 1.2.4 Canal Crédito.....  | 17 |
| 1.2.5 Canal das Expectativas.....   | 19 |
| 1.3 Canal Crédito enquanto Mecanismo de Transmissão da Política Monetária... 19   |    |
| 1.3.1 Relevância do Canal Crédito.....  | 22 |
| 1.3.2 Imperfeições do Canal de Crédito na economia brasileira.....                | 24 |
| 1.3.3 Evidências empíricas sobre o Canal do Crédito para a economia brasileira.26 |    |
| CAPÍTULO 2: METODOLOGIA .....   | 34 |
| 2.1 Vetor Auto-Regressivo – VAR .....   | 34 |
| 2.2 Cointegração .....  | 35 |
| 2.3 Teste de Raiz Unitária.....   | 36 |
| 2.4 Teste de Cointegração de Johansen.....  | 37 |
| 2.5 Função Impulso-Resposta.....  | 38 |
| 2.6 Vetor de Correção de Erro – VECM.....   | 39 |
| CAPÍTULO 3: EVIDÊNCIAS EMPIRICAS PARA A ECONOMIA<br>BRASILEIRA: 2000-20015.....   | 41 |
| 3.1 Teste da Raiz Unitária.....   | 41 |
| 3.2 Testes de Cointegração de Johansen.....                                       | 43 |
| 3.3 Vetor de Correção de Erro – VECM (2000-2015) .....                            | 43 |
| 3.4 Divisão Amostral VECM.....  | 45 |
| 3.5 Função Impulso-Resposta VECM.....   | 48 |
| CONSIDERAÇÕES FINAIS.....   | 52 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....  | 54 |
| ANEXOS.....   | 60 |

## INTRODUÇÃO

Na década de 1990, com a adoção do Regime de Metas para Inflação (RMI), uma variável operacional a Selic, passa a dar uma atenção especial a um novo canal de transmissão da política monetária: o canal do crédito. A fim de lançar luz sobre essa ênfase crescente dada ao canal crédito, autores como Nakane (2002), Graninho e Bonomo(2002), Souza-Sobrinho (2003), Denardin (2007) desenvolveram trabalhos que buscavam mostrar a vultuosidade deste fenômeno. Todavia, no Brasil, a literatura sobre esse tema ainda é escassa se comparada à literatura internacional, o que abona a importância desta pesquisa para a produção de uma análise profícua sobre esse tema.

Desta forma, a motivação desta pesquisa reside na mudança percebida no papel do Banco Central (no âmbito do sistema financeiro mundial) na condução e transmissão da política monetária. De modo que, dados do Banco Central do Brasil demonstram o percentual do crédito total em relação ao PIB e revela nível de crescimento contínuo de 22% em 2002 para 41,3% em 2008 e chega a 55,05% em 2015. Contudo, estes dados ainda sugerem um baixo percentual de desenvolvimento do mercado de crédito brasileiro.

Modenesi e Modenesi (2012), afirmam que o baixo grau de eficácia (e/ou a existência de problemas na transmissão) da Política Monetária tem sido indicado por muitos como causa da manutenção da Selic em níveis excessivamente elevados. Já para Nakano (2005), a eficácia da Política Monetária seria limitada, ainda, pela imperfeição do crédito como canal de transmissão. Fato é, que sendo os bancos grandes detentores de LFT, também estariam suscetíveis ao efeito renda às avessas: seus ativos e receitas também cresceriam quando se eleva a Selic. Com mais recursos disponíveis, poderiam ampliar seus empréstimos. Mas só até certo valor crítico da taxa de juros a partir do qual aumentaria o risco de inadimplência, em virtude do risco moral e da seleção adversa. Somente a partir desse limite, aumentos da Selic levariam os bancos a racionarem a oferta de crédito.

Além disso, como apontado pelo BCB em um dos seus Relatórios de Inflação, a eficácia do canal do crédito depende da quantidade de crédito na economia, medida pela relação Crédito/PIB:

“[...] Note-se, também, que uma maior quantidade de crédito em relação ao tamanho da economia (PIB) revela que uma parte maior do consumo e do investimento depende do mercado de crédito. Nesse contexto, quanto maior a quantidade de crédito em relação ao tamanho

da economia, maior deve ser o efeito esperado da política monetária sobre a inflação.” (BCB, 2010: p. 103)

Recentemente a economia brasileira tem convivido com uma inflação resistente que não tem respondido da maneira esperada às alterações da taxa Selic. Conforme já apresentado, tal fato tem remetido à proposição de que os mecanismos de transmissão da política monetária não estejam funcionando adequadamente na economia brasileira, devido a obstrução dos canais de transmissão da política monetária. Sendo assim, o BCB vê-se obrigado a manter a taxa básica de juros em um nível relativamente elevado para que alcance os seus objetivos na condução da política monetária. Consequentemente, presencia-se um cenário com inflação intimidante afetando a renda dos brasileiros e, ao mesmo tempo, um empecilho aos investimentos, por parte dos empresários, devido ao aumento dos juros que acaba dificultando o crescimento da economia.

Neste trabalho, um dos nossos objetivos consiste em expor um conjunto de dados empíricos (tais como os resultados dos modelos econométricos, assim como as variáveis utilizadas neles, entre outros) que evidenciam a existência do canal crédito, no contexto nacional. Dessa forma, o presente estudo possui como objetivo central lançar luz sobre a relação existente entre as variáveis macroeconômicas e seus impactos na economia através de um dos canais de transmissão da política monetária, o canal crédito, cuja influência é percebida no lado real da economia. Atentando-se, sobretudo, que o seu grau de transmissão depende do nível de desenvolvimento dos mercados financeiros e do caráter do policymaker<sup>1</sup>. Para alcançar os objetivos aqui propostos, nossa metodologia consistirá em utilizar uma abordagem econométrica baseada nos modelos Vetor Auto-Regressivo (VAR) e Vetor de Correção de Erros (VECM), observando a análise da evolução dos coeficientes das equações e das Funções de Impulso-Resposta no modelo.

Dentro desse contexto apresentado, esta pesquisa no intuito de analisar o funcionamento do canal crédito na transmissão da política monetária no Brasil a partir da implantação do regime de metas de inflação a partir de (2000), período também de forte aceleração do volume de crédito. Neste sentido, propõe-se estudar esse canal no decorrer dos últimos 15 anos, também será realizado uma breve análise comparativa entre dois subperíodos, caracterizados pela evolução da relação Crédito/PIB.

Para a análise comparativa, a amostra foi dividida em dois subperíodos, sendo o primeiro subperíodo, logo após o início da implementação do regime de metas para inflação (2000 a 2006), e o segundo subperíodo (2006-2015). Dessa forma, busca-se verificar se há

---

<sup>1</sup> Pessoa responsável ou envolvida na formulação de políticas.

aumento da eficácia na transmissão da política monetária, respondendo à seguinte questão: Há evidências de que o canal crédito de transmissão da política monetária, no Brasil, tenha ganhado eficácia? Para atingir esse objetivo o trabalho foi estruturado em três capítulos: (1) O primeiro capítulo discorre sobre o arcabouço teórico utilizado no estudo; (2) O segundo capítulo apresenta a metodologia adotada na pesquisa; (3) O terceiro capítulo apresenta os resultados do modelo empregado (VECM), no estudo. E, por fim, são desenvolvidas as considerações finais. As Referências Bibliográficas e os anexos encerram o trabalho.

## **CAPÍTULO 1: Política Monetária e Mecanismos de Transmissão da Política Monetária**

A partir da década de 1980 até o início dos anos 1990, o Brasil viveu um agudo e crônico processo inflacionário marcado por diversas tentativas de implantação de planos econômicos de estabilização que não obtiveram sucesso. Foi somente em 1994, com a implantação do Plano Real, que o país alcançou a tão esperada estabilidade de preços.

Com a criação do Plano Real, a política monetária adquiriu grande importância na manutenção da estabilidade de preços. Inicialmente, após a realização de uma reforma monetária, foi adotado o regime de metas monetárias, o qual perdurou por pouco tempo devido ao não cumprimento das metas estabelecidas e à constatação de que não seria o regime ideal para manter a estabilização dos preços. Dessa forma, a âncora monetária foi substituída pela âncora cambial e a estabilidade de preços foi alcançada. A adoção do regime de âncora cambial vigorou até a crise de janeiro de 1999, quando o país adotou o sistema de câmbio flutuante, substituindo o sistema monetário de metas cambiais pelo regime de metas de inflação.

Desde então, o regime de metas de inflação é praticado pelo Brasil a exemplo de outros países que o adotaram na década de 1990, como Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido, Austrália, Suécia, República Checa, Israel, dentre outros. Atualmente, o regime é adotado por 33 países sendo a Nova Zelândia o primeiro a implementá-lo em 1990.

Dos quinze anos do regime de metas de inflação no Brasil, a meta central foi cumprida somente nos anos de 2000 (5,97%) e 2007 (4,46%). Por 12 anos, a meta ficou dentro do intervalo de tolerância (1999, 2000, 2004, 2005, 2006, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013 e 2014) e nos anos de 2001, 2002 e 2003 a meta foi totalmente descumprida (BCB, 2014). Como pode ser observado na tabela a seguir:

Tabela 1 IPCA observado e Meta para inflação

|      | INFLAÇÃO EFETIVA (IPCA %a.a.) | META (%) | BANDA (p.p.) | CUMPRIU (SIM/NÃO) |
|------|-------------------------------|----------|--------------|-------------------|
| 1999 | 8,94                          | 8        | 2            | SIM               |
| 2000 | 5,97                          | 6        | 2            | SIM               |
| 2001 | 7,67                          | 4        | 2            | NÃO               |
| 2002 | 12,53                         | 3,5      | 2            | NÃO               |
| 2003 | 9,30                          | 4        | 2,5          | NÃO               |
| 2004 | 7,60                          | 5,5      | 2,5          | SIM               |
| 2005 | 5,69                          | 4,5      | 2,5          | SIM               |
| 2006 | 3,14                          | 4,5      | 2            | SIM               |
| 2007 | 4,46                          | 4,5      | 2            | SIM               |
| 2008 | 5,90                          | 4,5      | 2            | SIM               |
| 2009 | 4,31                          | 4,5      | 2            | SIM               |
| 2010 | 5,91                          | 4,5      | 2            | SIM               |
| 2011 | 6,50                          | 4,5      | 2            | SIM               |
| 2012 | 5,84                          | 4,5      | 2            | SIM               |
| 2013 | 5,91                          | 4,5      | 2            | SIM               |
| 2014 | 6,41                          | 4,5      | 2            | SIM               |

Fonte: Banco Central do Brasil (BCB) / Elaboração própria

O comportamento crescente da inflação a despeito do elevado patamar da Selic tem trazido à tona a discussão a respeito da obstrução dos canais de transmissão da política monetária no Brasil. Estes canais são os mecanismos pelos quais as alterações na taxa Selic afetam a inflação, sendo eles: o canal da taxa de juros, canal do câmbio, canal preço dos ativos, canal do crédito e canal das expectativas.

## 1. OPERACIONALIZAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

As ações da autoridade monetária em relação à taxa básica de juros afetam essas variáveis que acabam por influenciar as decisões de níveis de poupança, investimento e gasto dos indivíduos e das empresas. Estas decisões, por sua vez, afetam diretamente a demanda agregada e, conseqüentemente, o nível de preços.

O canal do crédito enquanto mecanismo de transmissão da política monetária, tem grande importância nos países industrializados. Ele pode ser representado pelos empréstimos bancários, e funciona da seguinte maneira: ao diminuir a taxa de juros, e aumentar o volume de reservas na economia, o banco central permite que os bancos comerciais aumentem seus

empréstimos. Esses empréstimos são particularmente importantes para as pequenas empresas, que não têm acesso direto ao mercado de capitais (e.g. emissão de ações, debêntures etc.).

No Brasil, em decorrência do elevado grau de incerteza (face à alta volatilidade macroeconômica) e a alta PPL, das elevadas alíquotas dos depósitos compulsórios e dos impostos incidentes sobre a intermediação financeira, esse canal de transmissão da política monetária tem sido bastante prejudicado. Contudo, à medida em que a economia, se estabilize e volte a crescer, ele pode vir a ser extremamente importante. (BCB)

A política monetária é operada através de três instrumentos: fixação compulsória das reservas bancárias; determinação da taxa de juros das operações de redesconto; e operações de compra e venda dos títulos públicos (CARVALHO et al, 2007). Esses instrumentos influenciam as metas operacionais do Banco Central (BC), que são: a taxa de juros de curto prazo (Selic) e as reservas bancárias agregadas. Sendo que, alterações nessas variáveis operacionais afetam as metas intermediárias. Estas metas intermediárias por sua vez, abrangem a taxa de juros de longo prazo e os agregados monetários mais amplos (M1, M2, PR), são definidos devido à defasagem de tempo que ocorre entre a atuação da política monetária e os seus resultados (CARVALHO et al, 2007). Logo, as metas finais: Emprego, estabilidade de preços, entre outros como podemos observar no quadro abaixo.

Quadro 1: Estrutura analítica da Política Monetária

| <b>Instrumentos de política monetária</b> | <b>Metas operacionais</b>    | <b>Metas intermediárias</b>  | <b>Objetivos finais de política monetária</b> |
|---|------------------------------|------------------------------|---|
| Recolhimentos compulsórios                | Taxa de juros de curto prazo | Taxa de juros de longo prazo | Inflação                                      |
| Redesconto de liquidez                    | Reservas bancárias           | Agregados monetários         | Nível de atividade econômica                  |
| Operações de mercado aberto               |                              |                              | Taxa de desemprego                            |
|   |                              |                              | Estabilidade do Sistema financeiro            |

Fonte: Carvalho et al (2007, p. 161).

Mendonça (2002) faz o resumo da trajetória da política monetária nas últimas décadas. De acordo com o autor, até o início da década de 1970, o principal objetivo da política monetária era a manutenção de elevados níveis de emprego. Porém, sua finalidade foi alterada nos anos 1980 quando, como consequência do fim do acordo de Bretton Woods e do primeiro choque do petróleo, a busca pela estabilidade de preços passou a ser o principal

objetivo das autoridades monetárias, que utilizaram para tanto as metas para o crescimento dos agregados monetários. Já na década de 1990, em decorrência da dificuldade de previsão dos agregados monetários, muitos países passaram a adotar metas para índices de inflação com o objetivo de alcançar a estabilidade de preços.

Em se tratando da condução da política monetária, há um debate em torno de como ela deve ser seguida, ou seja, se deve ser utilizada uma regra ou optar pelo discricionarismo monetário. De um lado estão aqueles que defendem que a autoridade monetária pode utilizar de forma livre os seus instrumentos de política monetária, não se comprometendo a alcançar objetivos preestabelecidos, é o também chamado ativismo monetário (MODENESI, 2005). Do outro lado, há os que são favoráveis à adoção de uma regra fixa que direciona a utilização destes instrumentos, independentemente da situação da economia. “Mais usualmente, são adotadas metas para a taxa de câmbio, para o estoque monetário ou para a taxa de inflação” (MODENESI, 2005 p. XLIV).

Aqueles que defendem a fixação de uma regra argumentam que esta poderia evitar o chamado viés inflacionário, o qual representa a possibilidade da autoridade monetária utilizar a política monetária para reduzir a taxa de desemprego inflacionando a economia. Dito de outra forma, é a exploração do trade-off entre inflação e desemprego encontrado na Curva de Phillips. No Quadro 1, Modenesi (2005) aponta as vantagens e desvantagens da utilização de uma regra para a condução da política monetária.

Quadro 2: Vantagens e desvantagens da adoção de uma regra para a condução da política monetária

| <b>Vantagens</b>   | <b>Desvantagens</b>  |
|--|--|
| Funciona como tecnologia de comprometimento: elimina o viés inflacionário.                       | Limita as alternativas de atuação do BC: torna-o incapaz de responder adequadamente a choques de oferta ou de demanda.                         |
| Estabelece uma âncora nominal: coordena expectativas inflacionárias e baliza formação de preços. | A autoridade monetária não pode escolher os instrumentos mais adequados para enfrentar circunstâncias específicas: sua atuação é menos eficaz. |
| É facilmente compreendida pelo público.  |  |

Fonte: Modenesi (2005, p. XLVII).

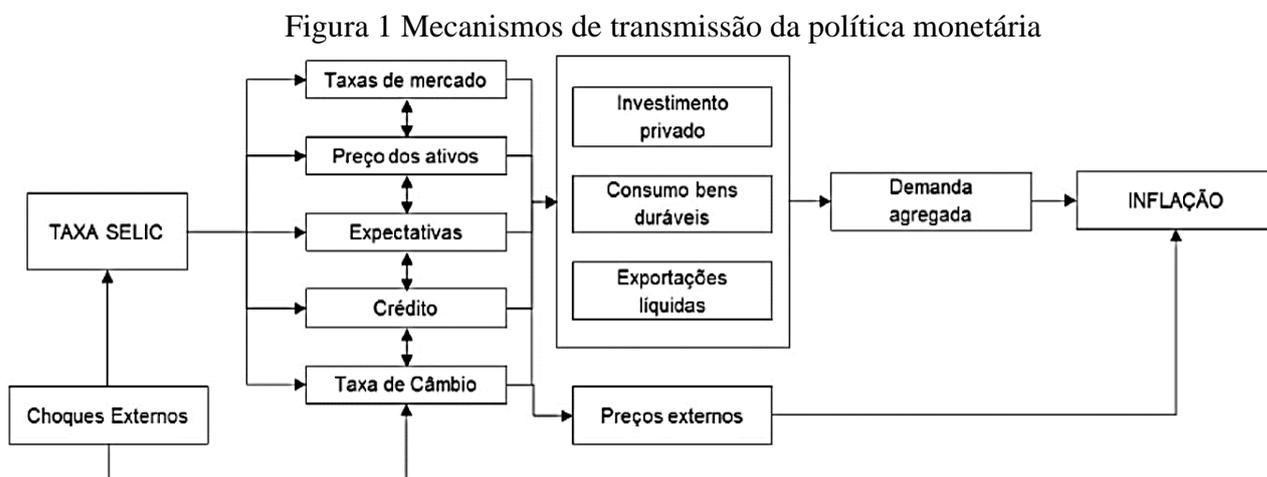
Desta forma, a utilização de uma regra fixa representa a adoção de um regime monetário que terá uma âncora nominal (fixação de valor) para uma variável considerada

central da política monetária. As âncoras nominais mais utilizadas são o estoque monetário, a taxa de câmbio e a taxa de inflação.

## 2. MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Os meios pelos quais as decisões da autoridade monetária afetam o nível geral de preços são conhecidos como canais de transmissão da política monetária. De acordo com a literatura, são cinco os canais existentes: taxa de juros, taxa de câmbio, crédito, preço dos ativos e expectativas. Figura 1

As variações na taxa básica de juros passam por esses canais afetando as decisões de investimento e consumo dos agentes, bem como as exportações líquidas. Deste modo há uma variação na demanda agregada que influencia o nível geral de preços (MODENESI, 2005).



Fonte: Relatório de Inflação do BCB (jun-1999).

A importância desses canais é destacada por Mishkin (1995), quando o autor ressalva que a política monetária é bem-sucedida, quando os seus formuladores têm uma boa compreensão do funcionamento desses mecanismos de transmissão.

É importante ressaltar que a relevância e intensidade de cada um desses canais dependem das características de cada economia. O canal do câmbio, por exemplo, não tem relevância em países com taxas de câmbio fixas, da mesma forma que o canal do crédito não é eficaz em economias com sistemas financeiros pouco desenvolvidos.

## 2.1. CANAL DA TAXA DE JUROS

A estrutura a termo da taxa de juros ordena/balisa as decisões de investimento e o consumo de bens duráveis. Quando o BC aumenta a taxa básica de juros ( $i$ ), há um efeito em toda a estrutura a termo da taxa de juros, ou seja, o Banco Central altera todo o espectro de taxas de juros da economia. Ao considerar os preços rígidos no curto prazo, há um aumento também nas taxas de juros de longo prazo ( $i'$ Slongo prazo) que ocasiona uma redução do investimento ( $I$ ) por parte das empresas, reduzindo, assim, a demanda agregada e, conseqüentemente, a atividade econômica ( $Y$ ) que resultará na redução da inflação ( $\pi$ ).

Em relação ao consumo das famílias ( $C$ ), as alterações das taxas de juros podem modificar as escolhas intertemporais entre consumo e poupança, uma vez que maiores (menores) taxas de juros elevam (reduzem) o custo de oportunidade do consumo presente.

$$\uparrow i \rightarrow \uparrow i' \text{Slongo prazo} \rightarrow \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

$$\uparrow i \rightarrow \uparrow i' \text{Slongo prazo} \rightarrow \downarrow C \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

## 2.2. CANAL DA TAXA DE CÂMBIO

Este canal atua quando o país adota o regime de câmbio flutuante, permitindo que a taxa de câmbio se ajuste à demanda e oferta dos agentes pela moeda estrangeira.

Uma vez que, uma elevação na taxa básica de juros ( $i$ ) pelo BC, tudo mais permanecendo constante, fará com que os investimentos domésticos se tornem mais atrativos em comparação com investimentos estrangeiros, atraindo capital internacional e, ao mesmo tempo, mantendo os investimentos domésticos no país. Com isso há uma elevação da demanda pela moeda doméstica o que leva a taxa de câmbio, R\$/U\$, (e) se apreciar. Como consequência do aumento do poder de compra da moeda local torna-se possível comprar bens importados a preços menores em moeda local o que afeta o índice de preços ( $\pi$ ) pressionando-o para baixo. Indiretamente, a taxa de câmbio afeta a inflação por meio dos bens produzidos internamente que utilizam matéria prima importada, tornando-os mais baratos (caros) com uma apreciação (depreciação) cambial.

Ademais, é preciso mencionar outros impactos da valorização da moeda doméstica sobre a economia, como por exemplo, a deterioração das exportações líquidas ( $NX$ ) e o impacto na competitividade da indústria local ( $Y$ ).

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow e \rightarrow \downarrow \pi$$

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow e \rightarrow \downarrow NX \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Portanto, para que este canal funcione sem obstruções, a relação esperada é que um aumento na taxa Selic implique em uma apreciação cambial que irá pressionar o nível do índice de preços para baixo.

### 2.3. CANAL PREÇO DOS ATIVOS

Esse canal impacta o nível geral de preços através do efeito riqueza, que nada mais é do que o impacto das alterações na taxa de juros na riqueza financeira dos agentes. O efeito riqueza ocorre porque o preço de um ativo (PA) reflete o valor presente dos seus fluxos de caixa, sendo que alterações na taxa de juros ( $i$ ), por exemplo, um aperto monetário, reduz o valor presente desse ativo e, conseqüentemente, diminui a riqueza do seu detentor ( $R$ ). Com os detentores dos ativos mais pobres há redução na demanda por bens e serviços ( $C$ ) (CARVALHO et al, 2007).

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow PA \rightarrow \downarrow R \rightarrow \downarrow C \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Modenesi (2005) explica o funcionamento deste canal:

“Uma redução da taxa básica de juros, ao estimular o crescimento econômico, aumenta a expectativa de lucro das empresas, gerando, provavelmente, uma elevação no preço das ações. Além disso, o preço dos títulos prefixados aumenta. Diante de volume maior de riqueza financeira, decorrente do aumento do valor dos títulos e das ações, é possível que os agentes econômicos se disponham a gastar mais. Dessa forma, uma redução da taxa primária de juros, ao incentivar o consumo – por meio do chamado efeito riqueza –, também amplia a demanda agregada, pressionando para cima o nível geral de preços.” (p. 370)

A política monetária através de modificações no balanço dos bancos comerciais. Esses bancos são grandes detentores de dívida pública e sofrem perdas ou ganhos com as alterações na taxa de juros. Assim, quando apresentam perdas financeiras, devido à elevação

das taxas de juros, os bancos ficam mais cautelosos em suas políticas de crédito o que impacta o volume de empréstimos concedido. Barboza (2012)

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow PA \rightarrow \downarrow \text{crédito} \rightarrow \downarrow C \text{ e } \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Alguns autores como: Paula, Modenesi, Carvalho e Nakano, sugerem que esse canal seja enfraquecido no Brasil devido à significativa participação dos títulos pós-fixado e sem risco de taxa de juros do governo (as Letras Financeiras do Tesouro - LFT's) ou Tesouro Selic (nova nomenclatura) na composição da dívida pública federal. As LFT's são títulos atrelados à Selic e, por isso, diferentemente do que acontece com os demais títulos pré-fixados, onde o aumento na taxa de juros diminui o preço de mercado do ativo, elas são valorizadas quando há um aumento da taxa de juros, deixando seus detentores mais ricos. Como Nakano (2005) propôs que a potência da Política Monetária pode ser comprometida pelo de os bancos comerciais LFT.

“Ademais, como bancos comerciais no Brasil costumam aplicar parte significativa de seus ativos em LFT's, então parcela importante dos ativos bancários permanece imune a variações de taxa de juros, devido a duration zero daqueles papéis. Nesse cenário, a potência da política monetária pelo canal do valor de ativos perde força, uma vez que bancos deixam de contrair o crédito na mesma magnitude que o fariam na ausência de LFT's.” (BARBOZA, 2012: p. 22)

#### 1.2.4. CANAL CRÉDITO

A transmissão da política monetária, por esse canal, se dá por meio da transmissão dos impulsos de política monetária em direção à economia real via alterações no preço do crédito. Este movimento ocorre porque uma alteração na taxa de juros básica (i) pode ser rapidamente transmitida às taxas de juros prevalentes no mercado de crédito, reduzindo a capacidade de empréstimo dos Bancos comerciais ( $E_T$ ), que por sua vez reduzem a oferta de crédito ( $S^{\text{crédito}}$ ), tornando mais difícil a obtenção de crédito pelas empresas e famílias. Com isso, pode haver uma redução dos investimentos (I) e da demanda agregada (DA), que pressionará o índice de preços para baixo ( $\pi$ ). Este seria o funcionamento adequado do canal.

$$\downarrow M \rightarrow \downarrow E_T \rightarrow \downarrow S^{\text{crédito}} \rightarrow \downarrow I \rightarrow \downarrow DA \rightarrow \downarrow \pi$$

Contudo, para compreender o funcionamento desse canal no Brasil, é importante entender como está estruturado o mercado de crédito brasileiro, onde as operações de crédito estão divididas em dois grandes segmentos: o segmento de crédito livre e o segmento de crédito direcionado.

A diferença entre o crédito direcionado e o crédito livre se dá, basicamente, pelo fato de que as taxas de juros dos empréstimos direcionados não costumam responder aos movimentos da política monetária, conforme apresentado no capítulo anterior. De acordo com Schwartzman (2011), essa diferença traz duas consequências associadas:

“Em primeiro lugar o nível da taxa Selic afeta menos a demanda privada doméstica do que faria na ausência do crédito direcionado. Isso pode explicar como uma Selic elevada convive com o forte ritmo de expansão da demanda doméstica privada. Ademais, como as taxas do direcionado não se alteram em resposta à Selic, os movimentos dessa última devem ser mais amplos face a choques, já que o canal de crédito se encontra parcialmente obstruído.”  
(SCHWARTSMAN, 2011: p. 01)

Além disso, como apontado pelo BCB em um dos seus Relatórios de Inflação, a eficácia do canal do crédito depende da quantidade de crédito na economia, medida pela relação Crédito/PIB:

“[...] Note-se, também, que uma maior quantidade de crédito em relação ao tamanho da economia (PIB) revela que uma parte maior do consumo e do investimento depende do mercado de crédito. Nesse contexto, quanto maior a quantidade de crédito em relação ao tamanho da economia, maior deve ser o efeito esperado da política monetária sobre a inflação.” (BCB, 2010: p. 103)

#### 1.2.5. CANAL DAS EXPECTATIVAS

Trata-se do fato de que as expectativas futuras de inflação ( $\pi_e$ ) dos agentes econômicos podem afetar o comportamento corrente de preços ( $\pi$ ) como originalmente proposto por Friedmam e Phelps na divisão da curva de Phillips (Modenesi, 2005). De maneira geral, as empresas tendem a embutir em seus preços a perspectiva de inflação futura,

o que pode acontecer também nas negociações salariais (s). Além disso, de forma indireta, as expectativas inflacionárias “atingem os preços porque alteram a taxa real de juros ex ante ( $i_{ex\ ante}$ ), reconhecidamente elemento de grande importância no balizamento de decisões de investimento e poupança de empresas e indivíduos” (BCB, p. 124, 2008).

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow \pi_e \rightarrow \downarrow \pi$$

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow \pi_e \rightarrow \downarrow s \rightarrow \downarrow \pi$$

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow \pi_e \rightarrow \uparrow i_{ex\ ante} \rightarrow \downarrow C_e \rightarrow \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Mas, ainda de acordo com o BCB (2008), as expectativas inflacionárias têm ganhado atenção dos bancos centrais ao reconhecerem sua influência na inflação corrente e futura, tornando a ancoragem das expectativas inflacionárias um elemento essencial para a condução eficiente da política monetária.

### 1.3.3 CANAL CRÉDITO ENQUANTO MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

A contribuição deste mecanismo para a economia em relação aos mecanismos tradicionais, é que quando aumenta o nível de empréstimos leva a um maior nível de crescimento do país. E quando se analisa políticas monetárias restritivas de modo persistente leva a uma grande perda do nível de crescimento, diminuindo o nível de produção devido ao baixo nível de empréstimos, tornando o crédito o principal fator da queda na produção e aumentando o nível de incerteza na condução da política monetária. Assim, a principal contribuição deste mecanismo é com a geração de crescimento, por influenciar na atividade real. Segundo a visão ortodoxa convencional, este mecanismo de transmissão tem como pressuposto a existência da ineficiência nos mercados e que os ativos financeiros são substitutos imperfeitos e que há outro ativo na economia, os empréstimos. A política monetária ao ser transmitida age de forma assimétrica entre os ativos e os agentes, os quais passam a conviver com a incerteza decorrente desta ineficiência, principalmente, devido ao desenvolvimento do mercado bancário (intermediadores financeiros), aperfeiçoamento dos mercados de capitais e da interligação dos sistemas financeiros internacionais.

Mais detalhadamente, o canal de crédito compreende dois canais de transmissão: o canal dos empréstimos bancários e do balanço patrimonial das empresas. O Banco Central deve ser capaz de alterar a quantidade e volume das reservas como forma de afetar a oferta de empréstimos; mercado de concorrência imperfeita para impedir que um choque monetário seja neutro, isto é, a existência de assimetria de informação para gerar impacto no lado real da economia.

Na literatura convencional o canal do crédito teve seu desenvolvimento a partir dos estudos de Ben Bernanke (1983; 1986), Ben Bernanke e Alan Blinder (1988; 1992), Frederic Mishkin (1978; 1996), Ben Bernanke e Mark Gertler (1995), entre outros ao relatam a importância dele para a economia americana. No Brasil, estudos desse tema tiveram uma atenção especial após a década de 1990, devido a abertura comercial. Autores como Nakane (2002), Graninho e Bonomo (2002), Souza-Sobrinho (2003), Denardin (2007), entre outros, buscaram relatar a evidência e a importância deste canal para o Brasil.

De acordo com Mishkin (1996), o canal de crédito para a transmissão da política monetária surgiu devido a insatisfação com o canal tradicional de transmissão de política, isso em decorrência da existência de informação assimétrica no mercado financeiro que deixam os contratos tão caros. Com isso, os modelos de mercados perfeitos não são consistentes com a existência de informações incompletas, deixando esses modelos inconsistentes e viesados.

Sendo assim, a assimetria de informação e os problemas gerados como seleção adversa e risco moral exercem efeitos sobre o volume de créditos, investimentos e conseqüentemente no produto. Desta forma, esse canal de transmissão funciona como um canal adicional de transmissão de política monetária examinando o papel dos bancos e empresas, como intermediadores financeiros e do crédito.

De acordo com Denardin (2007), o desempenho da política monetária altera a taxa de juros e o prêmio de financiamento externo, ambos na mesma direção. E, ainda, o efeito direto sobre os juros acaba sendo ampliado por mudanças endógenas no prêmio de financiamento externo.

Em relação ao mecanismo de transmissão de política monetária por meio do canal do crédito para o período que compreende o regime de metas para inflação no Brasil, os trabalhos elaborados por de Mello e Pisu (2010), Auel e de Mendonça (2011) e Montes e Machado (2013) encontram importantes evidências que devem ser destacadas.

O trabalho de Mello e Pisu (2010) analisa o canal de transmissão de política monetária pelos empréstimos bancários no Brasil usando dados agregados mensais de

dezembro de 1995 a junho de 2008. A análise é realizada por meio de um modelo de correção de erro vetorial (VECM) que permite múltiplas relações de cointegrações entre as variáveis de interesse. O estudo encontra evidências de dois vetores de cointegração, que eles identificam como funções de demanda e oferta de empréstimos. A oferta de empréstimos é encontrada como sendo negativamente relacionada à taxa de certificado de depósito interbancário, sugerindo a existência de um canal de empréstimos para a transmissão monetária.

O trabalho de Auel e de Mendonça (2011) analisa a relevância macroeconômica do canal do crédito no Brasil. Baseados em dados de 2002 a 2009, três conjuntos de modelos GMM são considerados: o primeiro conjunto analisou os efeitos dos choques sobre as variáveis econômicas que são essenciais para a oferta de crédito, o segundo conjunto considerou os efeitos das mesmas variáveis utilizadas no caso anterior sobre o spread de crédito, e o terceiro conjunto levou em conta os efeitos das mudanças nas condições do mercado de crédito sobre o produto. Os resultados apontam que os efeitos de choques econômicos sobre a oferta de crédito e sobre o spread de crédito estão de acordo com a teoria do canal do crédito. Além disso, é observado que choques sobre a taxa de juros não são transmitidos diretamente para a economia, mas por meio do canal do crédito.

O trabalho de Montes e Machado (2013) apresenta um modelo teórico e analisa empiricamente a transmissão da política monetária por meio do canal do crédito no Brasil. O estudo verifica se a política monetária, a atividade econômica e a maturidade do regime de metas para inflação afetam a oferta de crédito. As estimativas indicam que a oferta de crédito é estimulada quando a economia se aquece, quando a autoridade monetária reduz a taxa de juros e quando a credibilidade aumenta. As evidências também indicam que a atividade econômica e o emprego são afetados pela política monetária, e a oferta de crédito exerce influência sobre o emprego e o hiato do produto.

Auel e de Mendonça (2011) e Montes e Peixoto (2012) acerca da transmissão da política monetária pelo canal do crédito e pelo canal de tomada de risco. Entretanto, o presente trabalho se diferencia dos demais trabalhos elaborados, pois destaca a influência da política monetária sobre a percepção de risco dos bancos, e como esta impacta os seguros contratados contra perdas com operações de crédito às pessoas físicas e, por conseguinte, como estes afetam o spread de crédito.

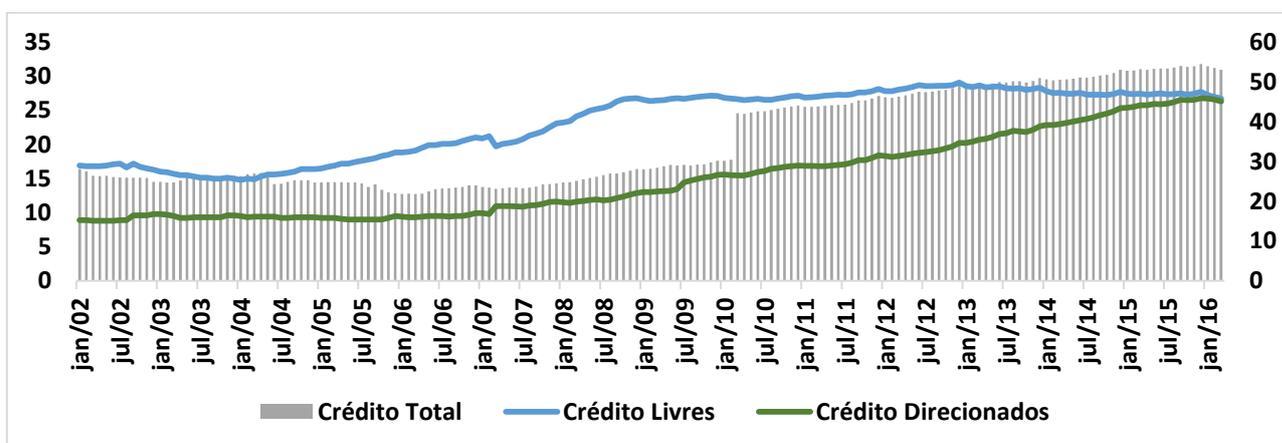
Sendo assim, diversos autores como Souza-Sobrinho (2003), Carneiro, Salles e Wu (2006), Mainenti (2010), Marcatti (2011) e Oreiro e Araújo (2011) verificaram a eficácia

desse mecanismo em diferentes períodos, utilizando diferentes metodologias, e alcançaram a conclusão de que o canal é relevante para o Brasil.

### 1.3.1. RELEVÂNCIA DO CANAL CRÉDITO

Autores como Bogdanski, Tombini e Werlang (2000) consideram que devido à baixa alavancagem de famílias e empresas observada até então, o mecanismo do crédito não era operante e, portanto, sua importância em termos de canal de transmissão de choques de política monetária era insignificante. Todavia, como podemos observar no gráfico, o crédito tem ganhado importância nos últimos anos.

Figura 2: Razão crédito/PIB no Brasil



Fonte: Banco Central do Brasil.

Desta forma, o canal de crédito vem ganhando relevância para a economia brasileira, conforme a relação crédito/PIB alcançou patamares mais elevados na década de 2000. Souza Sobrinho (2003) constatou que os principais indicadores do mercado de crédito da política monetária e da economia real estavam de acordo com o previsto pela teoria que trata do canal de crédito, mesmo com a relação crédito/PIB menor no seu período de análise (1996-2001).

Entre, janeiro de 2001 a setembro de 2011, a relação crédito/PIB apresenta tendência geral de alta. O valor inicial foi de 28,15% em janeiro de 2001. Após algumas oscilações até março de 2003, atinge o menor patamar da série, 23,8%. Posteriormente, tem início uma discreta tendência de alta que se intensifica em dezembro de 2008, cujo valor atinge mais de 40%. A série encerra o período em 48,4%, apresentando ganho de 71,94%.

O canal do crédito, leva em conta a existência da assimetria de informação, em decorrência da ineficiência de mercado, e também do nível de desenvolvimento dos mercados financeiros. Esse desenvolvimento é interligado com o processo de modernização tecnológica

e fruto da globalização financeira. E é devido a esses acontecimentos que este mecanismo do canal de crédito se torna relevante em relação aos canais tradicionais.

No entanto, ao se comparar com o canal dos juros (considerado o mais influente dos tradicionais), o mecanismo da “visão do crédito” inclui no modelo padrão da IS-LM a curva do crédito pelo fato da economia operar com três ativos (moeda, títulos e empréstimos) que são substitutos imperfeitos. E adere aos mercados incompletos em contrapartida da “visão da moeda”, que opera com dois ativos (moeda e títulos) que são substitutos perfeitos e tem como base na sua formação o modelo padrão da IS-LM.

Outra relevância do canal de crédito é que com o desenvolvimento dos mercados de capitais, as empresas buscam abrir seu capital (grandes empresas) via emissões de ações e com isso buscam um autofinanciamento para seus investimentos pelo impacto direto e indireto da política monetária, levando em conta o nível de assimetria. Essa é outra forma de como o crédito leva ao aumento do crescimento econômico, pois tem impacto direto sobre a posição financeira dos agentes onde o aumento do preço das ações leva a uma queda do risco moral e seleção adversa, ocasionando ao aumento de investimento, ou também porque as vendas de ações elevaram o fluxo de caixas.

Esta abordagem dos balanços patrimoniais difere-se do canal monetarista tradicional pelo fato de não considerar a assimetria e que as decisões de investimentos levam em conta os juros e a riqueza financeira, em que se pretende ter mais capital no futuro em relação ao presente, a firma emite ações elevando a produção devido a queda dos juros derivado da política monetária expansionista. Assim, adere a uma substituição perfeita entre o capital futuro e o presente, com o pressuposto de manter o padrão da riqueza.

Dessa forma, o mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal do crédito é mais influente por não levar em conta apenas os juros, mas também, o nível de volume de empréstimos que os bancos operam e a posição financeira das empresas. E ainda, por esse canal de crédito considerar as modificações no sistema atual, levando em conta uma ineficiência de mercado e assim, buscando uma forma de se adaptar, o que é importante para um país que busca desenvolvimento.

### 1.3.2. IMPERFEIÇÕES DO CANAL DE CRÉDITO

O mercado financeiro (crédito e capital) é originado em um mundo com assimetria de informação, originando um custo, sendo que estes custos que irá determinar a credibilidade destes mercados, pois é monitorado com o uso dos fundos internos, que funciona como um colateral. Isso irá elevar o lucro dos segmentos que conseguem manter uma maior garantia de empréstimos, e assim, eleva a produção e com isso, o crescimento.

Assim, as imperfeições do mercado de crédito estão relacionadas com a assimetria de informação, causada pela ineficiência de mercado, e assim dificultando o acesso dos agentes ao crédito, isto é, gerando problemas de racionamento de crédito, acelerando os choques sobre a demanda. O racionamento de crédito ocorre porque os clientes ou investidores não têm seus créditos aceitos mesmo que eles estejam dispostos a pagar uma taxa elevada.

Para Souza-Sobrinho (2003), os bancos preferem racionar o crédito a elevar o patamar da taxa de juros. Para isso buscam uma razão microeconômica, ou seja, se os bancos optarem por elevação dos juros gera uma fuga dos tomadores de empréstimos que são mais avessos ao risco podendo reduzir o retorno esperado, pois quem acaba pegando por tais empréstimos são investidores propensos ao risco. Entra nesse processo o problema da assimetria de informação, o de seleção adversa, que se baseia em como selecionar o melhor tomador de empréstimo como forma de ter uma garantia de retorno deste ativo em decorrência da maior probabilidade que existe em um não pagamento, ou seja, default.

O mesmo é relatado no estudo de Pacheco (2009), o qual afirma que uma taxa mais elevada de juros, como forma de diminuir o nível de volume de empréstimos, seleciona investidores com projetos mais arriscados, e assim, mais propensos a um fracasso e com isso um calote da dívida. Já nesse processo, está incluído o outro problema da assimetria de informação, o de risco moral, pois poderá selecionar o “pior” tomador de empréstimo, diminuindo o lucro esperado do credor, propagando os choques sobre a economia.

Este mecanismo mostra que uma expansão monetária pode afetar a economia real sem alterar significativamente a taxa de juros como relatam ambos os autores baseados em Stiglitz Weiss (1981). Esses autores mostram que ao invés de aumentar os juros deveria racionar o crédito, sendo que o racionamento do crédito é baseado no estudo de Williamson (1986) apud Souza-Sobrinho (2003).

Este racionamento de crédito é originado devido às imperfeições do mercado em decorrência da relação entre a diferença da rentabilidade esperada e recebida pelos emprestadores com os custos oriundos dos tomadores de empréstimos para analisar se racionaliza ou não o crédito, ao invés de elevar a taxa de juros da economia. Assim, se os agentes financeiros optam por racionar o crédito, eles estão afetando de forma assimétrica a economia, isto é, os mais afetados são as pequenas empresas por serem bancos-dependentes e não terem acesso ao mercado de capitais. Já as grandes, ao se depararem com esse racionamento, ainda têm a opção das ações para financiar seus projetos. O que para Pacheco (2009), corresponde a uma maior implicação deste racionamento para a transmissão da política monetária às pequenas empresas. O autor, ainda, mostra em seu estudo que existem divergências do papel do racionamento do crédito no efeito de transmissão monetária pelo canal de crédito.

Assim, devido à ineficiência de mercado o canal de crédito se torna um canal mais influente que o canal dos juros, porque eles analisam os problemas da assimetria de informação buscando selecionar o melhor entre os investidores. Ou seja, o que tem o projeto menos ariscado na hora da concessão de crédito. Já os canais dos juros não analisam os problemas da assimetria por apenas não conceder o crédito a clientes que possuem alguma restrição ou que seja avesso ao risco, caso contrário, os demais tomarão empréstimos mesmo com alto risco de inadimplência, por seus projetos serem altamente arriscados.

De acordo com o trabalho de Bernanke, Glerer e Gilchrist (1998), ao analisar o “acelerador financeiro”, concluem que essas imperfeições do mercado de crédito atuam como um acelerador de choques temporários sobre a demanda.

### 1.3.3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE O CANAL DO CRÉDITO PARA A ECONOMIA BRASILEIRA

De forma geral, pode-se dizer que há um amplo conjunto de evidências empíricas favoráveis a existência e/ou relevância do crédito enquanto um dos canais de transmissão da Política Monetária no Brasil Contemporâneo. Pode-se considerar Souza - Sobrinho (2003) como o pioneiro no estudo, o qual utiliza a metodologia do VAR e verifica a existência do canal de empréstimos, e que tem uma maior importância que o canal tradicional de transmissão monetária. Dessa forma, em uma contração monetária, a moeda passa a ser

insignificante quando comparada com o produto e os títulos que respondem rapidamente, mas o crédito, em virtude dos contratos, leva um tempo para responder ao choque monetário.

O impacto dessa contração monetária na atividade real por meio do crédito é assimétrica e afeta de maneira mais intensa os setores intensivos em capital de giro pelo fato de depender de empréstimos bancários. A velocidade de propagação do crédito é mais importante que a da moeda para prever a produção da economia. E na relação de longo prazo, quando o crédito bancário cai (aumenta a velocidade) conduz a uma queda do produto futuro. Assim, pode-se concluir que o canal de crédito para a transmissão da política monetária é relevante mesmo sem alterar significativamente a taxa de juros.

Denardin (2007) utiliza um modelo VAR para confirmar a existência do canal do crédito por meio dos empréstimos bancários como mecanismo de transmissão da política monetária. Ao fazer o teste de causalidade de Granger, o autor comprova que há impacto tanto no passivo quanto no ativo dos bancos. Ao adotar um choque na taxa de juros o passivo, gera uma redução nos depósitos mantidos pelas autoridades monetárias, mas não nos depósitos totais, pois este não responde imediatamente. No lado dos ativos, ocorre uma reestruturação no seu portfólio, gerando um aumento no volume dos títulos públicos e nos valores mobiliários. Já o crédito tem uma relação negativa diferente em cada segmento, de modo que os financiamentos reagem com maior rapidez e intensidade que os empréstimos. O autor conclui que os agentes trocam ativos ilíquidos (empréstimos) por ativos líquidos e de menor risco (títulos públicos). E com relação ao spread tem uma resposta rápida e intensa, isto, é aumenta com o aumento da taxa de juros.

Ao fazer a análise da decomposição da variância, o autor mostra que os indicadores do passivo sofrem menos impacto da política monetária do que os indicadores dos ativos, sendo que a transmissão da política monetária se dissipa de maneira assimétrica na economia afetando, principalmente, os setores mais dependentes de empréstimos bancários. Com isso, Denardin (2007) mostra que o canal de crédito é um canal complementar ao da moeda, devido à fraca correspondência entre a selic e o produto.

Denardin e Balbinoto (2008) utilizam um modelo VAR para analisar a existência do canal de empréstimos bancários no Brasil e confirmam a presença do canal de crédito para a transmissão de política monetária no período de 1995-2006. Com uma política monetária restritiva gera uma redução no volume de depósitos bancários, de forma mais intensa nos depósitos à vista, de jeito que afeta o passivo e confirma o canal da moeda. E mostra que a resposta do crédito ao choque não é instantânea em decorrência da presença de contratos e os

empréstimos. Os financiamentos também sofrem queda com reação mais rápida que os empréstimos. A resposta do crédito pessoal é mais rápida do que o crédito empresarial e possui um spread maior. Os autores concluem que o canal do crédito existe na economia brasileira e atua através dos empréstimos bancários. Com isso, constata-se que a oferta total de crédito na economia reduz após um choque na taxa de juros, porque os bancos alteram sua composição de portfólio em favor de ativos mais líquidos e de menor risco (títulos públicos).

Denardin e Dias Junior (2010) analisam e confirmam a presença do canal de crédito por meio dos empréstimos e dos balanços patrimoniais e utilizam a metodologia VAR. Ao utilizar como instrumento de política monetária a selic, concluem que o choque nessa variável tem efeito negativo sobre os empréstimos, pois gera uma resistência devido à existência de contratos tendo maior impacto no crédito livre de pessoa física em decorrência das poucas garantias neste setor. Com relação ao spread, reage rapidamente o que afeta, principalmente, as empresas que não possui capacidade de obter outras fontes de financiamentos, e os preços dos ativos têm uma redução e quando comparado com os valores das empresas mostra que os preços não reagem instantaneamente a choques de política monetária no primeiro período analisado, significativo entre junho de 2000 a dezembro de 2009. Com isso, mostra a existência do canal de crédito através dos empréstimos e balanços patrimoniais para o Brasil no período analisado.

Passos (2010) analisa a existência do canal de crédito a partir de um modelo VAR e de um SVAR. Ao analisar os resultados do SVAR, conclui que as variáveis macroeconômicas reagem a selic e choques na selic não tem efeito significativo sobre o crédito, o que confirma a presença do canal de crédito. Já com o método do VAR não ocorre o mesmo, isto é, não existe o canal de crédito para o período analisado. Isso pelo fato da selic além de ser o melhor predictor de política monetária tem pouca importância para o canal de crédito. Esse resultado se originou da derivação da curva de crédito, e nas análises da função impulso resposta, onde o crédito e a economia reagem rapidamente a choques monetários. Com base no teste de cointegração, não foi possível diferenciar o canal da moeda do canal do crédito. Confirmando que o canal de crédito inexistente ao período analisado com os modelos por meio do método do VAR, o que se contradiz com os modelos analisados através do método SVAR.

Mainenti (2010) verifica a expansão do crédito e seu efeito na demanda agregada por meio do impacto da taxa de juros no período de 1999 a 2007. Suas estimações, com dados mensais, resultaram que, para o período anterior a 2003, o impacto da taxa de juros na demanda agregada é positivo. Já para o período posterior a 2003, há impacto negativo da taxa de juros na demanda agregada. A autora justifica os resultados apontando que, a partir de

2003, ocorre uma expansão do mercado de crédito na economia brasileira, ocasionando o aumento da substituição intertemporal do consumo e, assim, influenciando os impactos verificados da taxa de juros sobre a demanda agregada após o período.

Com relação ao canal dos juros, os autores concluem que a região sudeste (79,9%) por ser a que apresenta maior índice de concentração industrial é a que sofre maior impacto, seguida pela região sul (11,8%). Já com relação a demais região foi difícil de verificar a ordem de impacto do canal dos juros. Com relação aos estados, na região sudeste, o estado de São Paulo com 27,81%, seguido por Minas Gerais com 21,17%. Na região Sul, o estado de Santa Catarina com 35,51%, seguido pelo Rio Grande do Sul com 28,87% e por último, o Paraná com apenas 18,20% da participação relativa da indústria de transformação na produção total. Os autores relatam que o índice de concentração está relacionado com a forte influência do canal dos juros, portanto, quanto mais concentrado maior o impacto dos juros e segue o raciocínio de hierarquização das regiões dos EUA, onde teve maior impacto foi nas regiões mais industrializadas.

Nesse estudo, a política monetária foi analisada através do canal do crédito dividida em dois momentos. No primeiro momento (proporção de pequenas empresas no total de emprego gerado da produção industrial), as regiões na qual se encontra pequenas empresas ficam mais voláteis a um choque de política monetária. Com isso, como a região Norte é que concentra maiores quantidades de pequenas empresas é a que mais sofre impacto de um choque no crédito ocasionado pela alta das taxas de juros, seguida pela região Centro-Oeste. Já as regiões Sul e Sudeste ficam em uma posição intermediária. Comparado com o estudo de Carlino e Defina (1997) apud Vasconcelos e Fonseca (2003) mostra uma contradição, pois não se confirmou uma hierarquização através do canal de crédito para os EUA pelo fato de ter um sistema bancário diferente nas regiões americanas, o que não acontece na economia brasileira.

No segundo momento, a análise foi direcionada na atuação dos bancos. Os autores demonstraram que o atendimento bancário não é homogêneo no Brasil, a região Sudeste fica com 54,54% do total de agências (maior concentração bancária), regiões Norte e Centro-Oeste somadas atingem apenas 10,68% do total de agências bancárias do país, mas isso não significa que as empresas da região sudeste são mais dependentes do mercado bancário, para comprovação disso foi realizado um estudo sobre as operações de crédito.

Portanto, sobre as operações de crédito nas regiões brasileiras no ano de 2000, os autores mostram que a região sudeste tinha uma participação de 66,8% no total das operações

de créditos realizadas no país, seguidos pela região Centro-Oeste com 11,95%. Isto é, a região Sudeste é a que sofre um maior impacto em termos de modificações na taxa de juros em virtude da quantidade de crédito tomada nesta região em decorrência da maior concentração das agências bancárias e de grandes empresas o que leva a outras formas de financiamentos sem ser o setor bancário, como via mercados de capitais nacionais e internacionais.

A terceira colocada é a região Sul com 11,68%, depois o Nordeste com 8,23% e por último o Norte com 1,35%. Por ter a maior proporção de pequenas empresas é a região Norte que mais sofre com alterações na taxa de juros e no crédito. Dessa forma, confirmaram que existe uma controvérsia entre o canal de juros e o canal de crédito e que as regiões ficam mais próximas do canal de crédito dos juros.

Silva e Lima (2011) desenvolvem um estudo para analisar o canal de crédito usando a metodologia do VAR estrutural (SVAR) para a economia brasileira e para a região do Nordeste nos anos de 1995 a 2010. O objetivo dos autores foi de estimar os efeitos da demanda e da oferta de empréstimos sobre o volume de crédito e também, sobre os produtos industriais do Brasil e do Nordeste, nos quais os choques na oferta de empréstimos são identificados na taxa de juro de mercado. Assim, para a identificação da demanda por empréstimos utiliza-se o volume de empréstimos, já com relação a oferta, a taxa de juros de mercado e o estudo confirma o canal de crédito pelo lado dos empréstimos bancários.

Os autores constataram através da função impulso-resposta que choques no volume de empréstimos, isto é, na demanda por empréstimos, têm pouco efeito sobre o produto, fazendo o Banco Central elevar a taxa de juros selic em decorrência dos movimentos poucos significativos do produto e da inflação nacional e regional. A decomposição da variância confirma que a demanda de empréstimo não tem efeito sobre o produto. Já com relação à política monetária, tem-se um efeito importante sobre a indústria. Assim, o modelo está de acordo com o canal de crédito no Brasil e na região Nordeste, sendo que a política monetária é a principal fonte de choque na oferta de moeda, já a demanda não exerce efeito relevante para a determinação do crédito e da atividade real

Com relação ao estudo de Carneiro, Salles e Wu (2006) para analisar o mecanismo de transmissão de política monetária, fazem o uso do MQO e GMM, pois o objetivo é estimar a demanda por crédito. E verificam a existência do canal de empréstimos na economia brasileira no período de janeiro de 1996 a abril de 2002. Assim, uma alta na taxa de juros faz com que diminua o PIB por meio de uma queda na demanda por crédito. Ao analisar o “acelerador financeiro”, como faz Bernanke, Gertler e Gilchrist (1998), concluem que as imperfeições do

mercado de crédito funcionam como um acelerador dos choques sobre a demanda. Assim, as imperfeições do mercado levam os agentes a procurarem financiamentos com garantia, e ajudam a propagar os choques temporários. Ao estimar a equação de demanda, fazem a inclusão do câmbio, por este ser o responsável por limitar o volume de crédito da firma, assim por meio do modelo MQO a taxa de juros real não é significativa, mas a depreciação cambial é negativa e significativa. Já no método do GMM o coeficiente da taxa de juros real passa a ser negativo e significativo e o mesmo ocorre com a depreciação cambial.

Também se encontra resultados conflitantes com relação a este mecanismo de transmissão monetária no Brasil, ou seja, a não existência do canal de empréstimos na economia brasileira no trabalho de Graminho e Bonomo (2002). Os autores utilizam o método de estimação em dois estágios e dados em painel. Assim, ao analisar a estimação por dois estágios, mostram que choques positivos na taxa de juros não têm efeito significativo sobre a oferta de crédito, pois os coeficientes dos bancos (pequenos, médios e grandes) foram significativos, mas não tiveram o sinal esperado. Esse método leva a uma perda do potencial estatístico, por isso adotado para a confirmação dos resultados, o uso da metodologia da estimação em painel, por ser mais robusto. Concluem, ainda, que os aumentos das taxas de juros aumentam os lucros dos bancos. Isso significa que o aumento do seu financiamento interno não depende dos depósitos para financiar seus empréstimos, contrariando a visão do crédito para transmissão de política monetária para o período analisado.

Oliveira e Netto (2008) também propuseram analisar o mecanismo de transmissão da política monetária através da estimação em dois estágios e dados em painel e utilizam não apenas a selic como instrumento de política monetária, mas também as leituras das atas do Copom e da taxa de compulsório. A opção dessa escolha é para analisar os efeitos distributivos da política monetária. Ao utilizarem a selic como instrumento de política, confirmaram a existência do canal de empréstimos pelos dois métodos de estimação. E ao utilizar as leituras das atas do Copom e dos compulsórios, os autores não confirmam a existência desse canal para a transmissão da política monetária. Quando por estimação em dois estágios, utilizando choques nos compulsórios, confirma a existência do canal de crédito, o que não acontece quando se testa a robustez por análises em painel, a qual não confirma a existência deste canal. Porém, a conclusão dos autores é que o canal está ativo porque se utiliza a selic como indicador de política monetária desde o plano real. E que os choques identificados por meio das atas do Copom não coincidem com a selic e os recolhimentos de compulsório, sinalizando que o Banco Central no Brasil obteve contrações monetárias em períodos em que não houve aumento significativo da selic e dos compulsórios.

Assim, neste capítulo, constatou-se a relevância do canal crédito para a economia brasileira. Apesar de ainda controverso, com diferentes posições sobre a eficácia desse canal, a seguir, a tabela demonstra, de forma sucinta, as análises supracitadas. Para a maioria dos autores o canal crédito, tornou-se relevante, ao passo que há muita discordância sobre a relação com os juros e a sensibilidade desse canal. Portanto, esse primeiro capítulo, lança luz sobre a importância, do canal crédito e a necessidade de estudos que endossem a teoria de baixa eficácia da taxa de juros, enquanto mecanismo de transmissão da política monetária.

Tabela 3: Síntese das evidências empíricas sobre o canal de crédito para o Brasil

| AUTOR   | PAÍS  | DADOS   | MÉTODO  | RESULTADO   |
|---|---|---|---|---|
| Nelson Ferreira Souza Sobrinho (2003)                       | Brasil (Outubro de 1996 a dezembro de 2001) | Overnight-selic; crédito total; e crédito pré; empréstimos; financiamentos; taxa média de juros; spread bancário médio; M1; títulos públicos federais indexados a selic; swaps de 6 a 12 meses; IGP-DI; índice de produção geral, por categoria de uso (bens de consumo duráveis e não duráveis) e por setores de atividades (produtos alimentares e de material de transporte)   | VAR, analisou a causalidade de Granger e a função impulso resposta, faz uma análise das velocidades | Política monetária contra-acionista, com relação a moeda é insignificante, os títulos e o produto real respondem de maneira rápida (logo após o choque), o crédito não responde rapidamente devido a rigidez contratual. O impacto da contração monetária sobre a economia real, por via do canal de crédito, é assimétrico, afetando com maior intensidade os setores intensivos em capital de giro, devido a dependência maior dos empréstimos bancários. Assim, o crédito é a mais importante para prever a atividade econômica, seguida pela selic e depois pela moeda. Essa previsão é coerente com a visão do canal de crédito sendo este de maior importância que o canal tradicional. A existência de um canal de crédito implica que a política monetária consegue ser eficaz mesmo sem alterar significativamente as taxas de juros.                                      |
| Anderson Antonio Denardin (2007)                            | Brasil 19952006                             | Taxa de juros overnight-selic, M1, títulos públicos federais indexados a selic, IGP-DI, taxa de câmbio nominal livre, depósitos, e as subcontas depósitos a prazo e depósitos à vista e, do lado dos ativos: a conta operações de crédito, crédito livre total, crédito livre para pessoa física (crédito pessoal) e crédito livre para pessoa jurídica (capital de giro), índice de produção industrial geral e por categorias, taxa de juros média e geral (pessoa física e jurídica) e o spread (pessoa física e jurídica) | VAR padrão, função resposta ao impulso e decomposição da variância                                  | Existe um canal de crédito ativo na economia brasileira sendo auxiliar ao da moeda. Choques na política monetária reduzem os depósitos e geram uma reestruturação no portfólio (aumenta o volume de títulos em detrimento do crédito). Já o spread eleva-se com a alta nos juros, de maneira intensa e rápida. Ao analisar os efeitos com dados agregados reais, a política monetária afeta não apenas o nível geral da taxa de juros, mas também o tamanho do prêmio de financiamento externo (spreads), e o volume de crédito disponível. Sendo que os setores mais dependentes do crédito são os que sofrem mais impacto da transmissão da política monetária e se propagam de maneira assimétrica na economia.  |
| Anderson Antonio Denardin e Giacomo Balbinotto Netto (2008) | Brasil (19952006)                           | Overnight-Selic; IGP-DI; depósitos totais e as subcontas (depósitos a prazo e avista); créditos totais; subcontas dos empréstimos e títulos descontados; subconta financiamento; conta títulos e valores mobiliários; instrumentos financeiros derivativos; crédito livre total, crédito livre pessoa física e pessoa jurídica; índice de produção industrial geral; taxas de juros média e geral para pessoas físicas e jurídicas e os <i>spread</i> médio geral e para pessoa física e jurídica.                            | VAR   | Política monetária contra-acionista aumenta os estoques de títulos e valores mobiliários imediatamente após o choque, chegando ao topo no 4º mês (1,95%). O crédito gera uma redução, mas não imediatamente devido a existência de contratos. Empréstimos e financiamentos também sofrem queda, porém os financiamentos são mais rápidos. O crédito pessoa física reagem mais rápidos e intensos que o crédito pessoa jurídica. Já os <i>spread</i> tem uma reação de alta intensa, sendo maior para pessoas físicas (7%) do que pessoas jurídicas (6%). Com isso confirma a presença da visão do crédito na economia brasileira através dos empréstimos bancários, sendo que com a alta dos juros leva a queda dos empréstimos em favor dos títulos devido a preferência dos agentes de ativos mais líquidos e com menor risco. Assim muda a composição dos portfólios dos bancos. |

|  |  |  |   |  |
|--|--|--|---|--|
| Paulo Henrique Dias Junior e Anderson Antonio Denardin (2010)            | Brasil (junho de 2000 a dezembro de 2009)<br><br>Balço patrimonial e empréstimos bancários | Overnight-Selic; M1, títulos públicos federais indexados a selic; IGP-DI; crédito livre total, crédito livre para pessoa física (crédito pessoal) e crédito livre para pessoa jurídica (capital de giro);<br>Valores das empresas listadas no BOVESPA; índice de produtividade industrial; spread médio geral para pessoas físicas e jurídicas, cobrados na operação de crédito com recursos livres. | VAR   | As evidências confirmam a existência do canal de crédito através dos empréstimos e dos balanços patrimoniais. E que choque positivo nos juros tem feito negativo sobre empréstimos com redução do mínimo para -0,8% e volta-se a recuperar após dois anos e meio. Já os spreads reagem rapidamente chegando ao máximo (0,8%) em seis meses para pessoas físicas e em 10 meses para jurídicas (0,6%), sendo mais influente nas empresas que não conseguem obter outras formas de financiamento que na seja o setor bancário. Já os preços dos ativos da Bovespa sofrem redução (-0.8%).   |
| Felipe Vieira Passos (2010)  | Brasil (2000-2010)<br>Para os empréstimos bancários  | Produção industrial, IPCA, IGP-DI, SELIC, M1, crédito total, crédito pessoa física e jurídica, títulos públicos e spread bancário.<br>Dados reais e mensais.   | SVAR e VAR, com base na abordagem de Safali e Cameron (2003) e SouzaSobrinho (2003) | Dois resultados diferentes:<br>SVAR – as variáveis estão de acordo com o canal de crédito, e choques na selic não tem efeito significativo sobre o crédito.<br>VAR- a selic é o melhor predictor das variáveis macroeconômicas com pouca importância para o canal de crédito, isto é, o canal de crédito via empréstimos não existe para o período analisado no Brasil. Esse resultado foi devido a obtenção da curva de crédito, e da análise da FRI, onde o crédito e a economia reage rapidamente a choques monetários. Com base no teste de cointegração, não foi possível diferenciar o canal da moeda do canal do crédito.   |
| Marco Roberto Vasconcelos e Marcos Wagner da Fonseca (2003)              | Brasil: regiões e estados (julho de 1994 a dezembro de 2000)                               | Participação das regiões no PIB e o valor transformado da indústria nas regiões e por categorias de uso, distribuição das agências bancárias gerais e divididas em públicas e privadas e as operações de créditos.   | SVAR comparando com o trabalho de Carlino e Defina (1997)                           | Existe uma controvérsia entre o canal de juros e o canal de crédito. A transmissão da política monetária através do canal dos juros a região que sofre maior impacto é a sudeste e sul. Já com relação ao canal de crédito é a região norte, nordeste e centrooeste que sofre maior impacto da transmissão monetária. Assim, mostra que as regiões ficam mais próximas do canal de crédito do que do canal dos juros.  |
| Igor Silva e Ricardo Lima (2011)   | Brasil e a região Nordeste (1995-2010)   | log do índice de produção física do Brasil e do Nordeste, IPCA, selic, log dos saldo total das operações de crédito para o setor privado (Brasil e Nordeste) e a taxa média pré-fixada das operações de crédito com recursos livres. mensal e sazonalizados pelo método X11  | SVAR  | Esta de acordo com o canal de crédito no Brasil e no Nordeste brasileiro, sendo a política monetária a principal fonte de oferta de crédito afetando o produto nacional e regional, já a demanda não tem efeito relevante para a determinação do crédito e da atividade real.  |
| Dionísio dias carneiro. Felipe Monteiro Salles, Thomas Yen Hon Wu (2006) | Brasil (1996:1 – 2002:4)<br><br>Empréstimos bancários                                      | Taxa de crescimento total do crédito, taxa de juros real (deflacionada pelo IPCA), PIB, registros líquidos de inadimplentes, spread, taxa dos fundos federais, câmbio nominal  | Análise descritiva e estimação da função de demanda por crédito via MQO e GMM.      | Está de acordo com o canal do crédito. E a alta dos juros diminui o PIB, via queda de crédito. As imperfeições no mercado de crédito funcionam como um “multiplicador financeiro” dos choques sobre a demanda. Isto, quando o câmbio se desvaloriza em 1%, o crédito diminui em 0,23% e o câmbio afeta o limite de credito da firma. As garantias resultam das imperfeições do mercado de crédito e essas imperfeições ajudam a propagar choques temporários.  |
| Flávia Mourão Graminho e Marco Bonomo (2002)                             | Brasil (julho de 1994 a dezembro de 2001)<br><br>Empréstimos bancários                     | Dados dos balancetes mensais de 291 instituições financeiras;<br>Disponibilidades;<br>Títulos e Val. Mobiliários; Operações de Crédito; depósitos (Depósitos à vista e Depósitos a prazo); Patrimônio Líquido  | Estimação em dois estágios e painéis usando a metodologia de efeitos fixos          | Contraria a visão do crédito, pois o aumento dos juros leva a aumento do lucro e deixam os bancos menos dependentes dos depósitos para financiar seus empréstimos. Assim, não está ativo o canal de crédito via empréstimos bancários.<br>Dois estágios: os resultados não colaboram com a existência de um canal de empréstimos bancários, porque choques positivos nos juros não alteram significativamente a oferta de crédito dos bancos.<br>Painéis: confirmam a estimação por dois estágios.   |
| Fernando N. de Oliveira e Renato da Motta Andrade Netto. (2008)          | Brasil, julho de 2003 a dezembro de 2005<br><br>Empréstimos bancários                      | Balancetes mensais de 293 instituições financeiras (bancos múltiplos, comerciais e caixa econômica federal) sendo divididos em 3 classes: grandes, médios e pequenos. Indicadores patrimoniais: passivo (depósitos avista e outros financiamentos), ativo (credito livre e um indicador de liquidez patrimonial); selic, depósitos de compulsórios e leituras das atas do Copom.                     | Estimação em dois estágios e dados em painéis                                       | Analisando os dados em níveis há indícios de que os bancos brasileiros não são dependentes dos depósitos avistas como forma de financiamento, inclusive os pequenos. Isso não confirma a existência de um canal de empréstimos bancários no Brasil necessitando de outras análises. Ele utilizou 3 instrumentos para analisar choques monetários através dos dois modelos econométricos e a resposta dos bancos foi que com relação à selic, conforme a existência do canal de empréstimos bancários; já os compulsórios e as atas do Copom, não confirmam esse canal, mas a conclusão do autor é que o canal está ativo, porque se utiliza a selic como indicador de política monetária desde o plano real. |

## CAPÍTULO 2: Metodologia

Nessa seção será descrita a abordagem econométrica utilizada para analisar o mecanismo de transmissão da política monetária, bem como as bases de dados que servirão para estimar este mecanismo de transmissão da política monetária.

### 2.1. VETOR AUTO-REGRESSIVO – VAR

A discussão do modelo de Vetores Auto-Regressivos foi introduzida por Christopher Sims (1980), no seu trabalho seminal intitulado “Macroeconomics and Reality”. Uma das principais contribuições do trabalho de Sims (1980), entre outras coisas, foi tornar os modelos de equações simultâneas capazes de analisar as inter-relações entre as variáveis macroeconômicas e seus efeitos a partir de “choques” que provocam ciclos na economia, isto é, esses modelos foram capazes de analisar a importância relativa de cada “surpresa” (ou inovações) sobre as variáveis do sistema macroeconômico.

Esta é a abordagem empírica que possibilita um maior entendimento de como as variáveis macroeconômicas respondem a esses “choques”, simultaneamente. Cada equação definida pelo VAR nada mais é que uma regressão por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) de uma determinada variável em variáveis defasadas de si própria e de outras variáveis componentes do modelo.

A metodologia VAR, possibilita a análise das possíveis relações existentes entre as séries e as relações dinâmicas que ocorrem entre elas, aumentando, dessa maneira, a qualidade do modelo e das previsões. Estes modelos de previsão univariados e multivariados também são bem discutidos pelos autores Box & Jenkins (1970), Lütkepohl (1991), Maddala (1992), Charemza & Deadman (1997), Reinsel (1993) e Hamilton (1994), que mostram o caso multivariado como uma generalização do univariado.

É recorrente o uso do método de Vetores Auto-Regressivos (VAR), para analisar o mecanismo de transmissão da política monetária. Esta abordagem tem sido vastamente utilizada em trabalhos sobre política monetária, principalmente devido à grande complexidade de modelar um embasamento teórico da estrutura econômica, ficando sensível a escolha de uma variável para instrumento da política monetária, sendo útil para analisar as relações entre as elas. Essa metodologia do VAR ganhou uma significância maior através do trabalho de Bernanke (1986),

passando a ser o método mais utilizado e mais viável para análise desse mecanismo de transmissão da política monetária, sendo por isso a opção de utilizar este método nesta pesquisa.

Essa metodologia é útil por possibilitar a análise das relações dinâmicas entre variáveis endógenas, sem definir a priori a ordem de determinação e causalidade. O modelo VAR, é um modelo de séries temporais usado para prever valores de duas ou mais variáveis, sendo uma extensão do caso univariado auto-regressivo (AR), que considera apenas uma variável de cada vez. Além disso, o modelo VAR está relacionado com modelos de equações simultâneas, pelo fato de as variáveis serem consideradas endógenas e determinadas conjuntamente. O Vetor  $Y_t$  segue a representação VAR:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t, \quad (1)$$

onde  $\alpha$  é um vetor de constantes;  $p$  é a ordem das defasagens;  $B_i$  é uma matriz de coeficientes e  $u_t$  é um vetor de erros t. q.  $u_t \sim \text{i.i.d.}(0, \Omega)$

## 2.2 COINTEGRAÇÃO

As variáveis macroeconômicas em análises para o mecanismo de transmissão da política monetária, como, Juros (Selic), Taxa de Câmbio, Preços (IPCA), Crédito, e a Dívida Bruta em porcentagem do (PIB). Caso essas variáveis possuam raiz unitária, sendo assim não-estacionárias, pode haver o problema de regressão espúrias, e, portanto, deve ser feito o teste de cointegração entre as variáveis para se certificar que a regressão não é espúria. Desta forma, para que duas variáveis sejam cointegradas são necessárias duas condições: que cada uma das variáveis envolvidas seja integrada, isto é. possua raiz unitária e a combinação linear delas que produza resíduos estacionários, ou seja,  $I(0)$ .

Segundo Bueno (2008), um modelo como no caso em análise, onde o número de variáveis é superior a dois, nem todas as variáveis macroeconômicas precisam ter a mesma ordem de integração para serem cointegradas. Para isso, essas variáveis macroeconômicas, citadas acima, devem possuir pelo menos duas variáveis integradas de mesma ordem para que possa existir a cointegração entre elas, porque a existência de duas series  $I(1)$  é condição necessária, porem não suficiente para cointegração. Sendo que, a maior ordem de integração predomina sobre a menor ordem de integração. Assim, para verificar se as variáveis macroeconômicas possuem estacionariedade e cointegração recorre-se aos testes de raiz unitária, em um sistema de equações múltiplas o teste de cointegração utilizado é o procedimento de Johansen. Portanto, se não possuem cointegração é o mesmo que não existir relação de longo prazo entre elas.

### 2.3 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Para o uso da modelagem VAR, é necessário primeiramente investigar a ordem de integração das variáveis, devendo assim, executar o teste de raiz unitária das variáveis com o objetivo de verificar se a série em análise possui ou não raiz unitária. Caso a hipótese nula ( $H_0$ : Raiz unitária, no caso do teste ADF) não seja rejeitada deve ser verificado a ordem de integração que corresponde ao número de vezes que se precisa diferenciá-la, para tornar a serie estacionaria. Portanto, nesta pesquisa, será utilizado o teste Augmented Dickey-Fuller (ADF), desenvolvido por Dickey & Fuller (1979, 1981), por supor que as variáveis podem depender de “p” variáveis defasadas e tem como hipótese nula a presença da raiz unitária.

Este teste ADF corresponde a um modelo onde se estima a variável dependente contra o seu componente auto-regressivo e a inclusão de vários valores defasados a variável dependente serve para eliminar a autocorrelação. Neste caso, ao analisar o mecanismo de transmissão de política monetária, deve-se estimar todas as variáveis macroeconômicas contra seus próprios valores passados, por exemplo, o crédito contra seus valores passados para verificar a presença ou não da raiz unitária. Considerando a seguinte forma, supondo que o crédito seja y:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\text{Sendo: } \alpha = -(1 - \sum_{i=1}^p \phi_i); \lambda_i = -\sum_{j=i}^{p-1} \phi_{j+1}$$

Teste de hipótese:  $H_0: \alpha = 0$  (*indica presença de raiz unitária*)

Assim, se o credito rejeita a hipótese nula, conclui-se que ele é estacionário, e o mesmo para as demais variáveis em análise. Pois, ao se estimar uma regressão com variáveis não estacionarias, tem-se uma regressão espúria. Mas para saber se é rejeitado a hipótese nula, usa-se os valores críticos da estatística  $\tau$  calculada por Dickey-Fuller, por meio dos experimentos de Monte Carlo e não a estatística  $t$  usual. Mas, como forma de garantia dos resultados, será feito o uso de outro teste para verificar a presença da raiz unitária, devido ao baixo poder do teste (ADF), como o teste Dickey-Fuller mínimos quadrados generalizados (DF-GLS). Este teste tem maior poder de previsão que o teste ADF, isto é, maior poder, sendo considerado um teste mais moderno, que de acordo com Mandala (1992) é um teste de segunda geração tendo as mesmas hipóteses do teste ADF.

Será também usado um teste alternativo, como o teste Kwiatkowski Phillips, Schmidt and Shin - KPSS (1992). Este teste, KPSS surgiu devido ao poder baixo do teste ADF em não conseguir rejeitar a hipótese nula para várias series econômicas, sendo um teste de caráter complementar. Assim, o teste KPSS tem o mesmo princípio de verificar a presença ou não da raiz unitária, mas com mudança na hipótese nula, onde neste teste é de estacionariedade da série ( $H_0$ : estacionária) e nos procedimentos para a obtenção do resultado. O KPSS usa o multiplicador de Lagrange, enquanto o ADF usa o desvio padrão para obter o valor da estatística  $\tau$ , já o DF-GLS faz-se o uso de mínimos quadrados generalizados. Com relação ao mecanismo de transmissão da política monetária, se o crédito rejeita a hipótese nula do teste ADF e do teste DF-GLS e não rejeita a hipótese nula do teste KPSS, conclui que a variável crédito é estacionária. E o mesmo será feito para as demais variáveis em análise.

Por fim, foi utilizado o teste Phillips-Perron (1988), o qual segundo Bueno (2008) faz uma correção não paramétrica ao teste de Dickey e Fuller, permitindo que seja consistente mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros. Ou seja, o teste de Dickey e Fuller é um caso especial do teste de Phillips e Perron se o desvio-padrão calculado dos resíduos for numericamente igual ao desvio-padrão do resíduo de longo prazo. Desta forma, o teste de Phillips e Perron torna desnecessária, assim, a especificação de um modelo com ordem suficientemente autorregressivo para expurgar a correlação serial dos resíduos.

## 2.4 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

O mecanismo de transmissão da política monetária é composto por um sistema de equações múltiplas, devido a isso se usa o procedimento de Johansen. Este procedimento é para determinar se existe cointegração entre as variáveis e o número de vetores de cointegração. Assim, o procedimento de Johansen utiliza Máxima Verossimilhança para estimar os vetores de cointegração, permitindo verificar o número de vetores. Para a determinação destes vetores, este procedimento analisa o posto da matriz  $n \times n$   $\Phi$ , onde se o posto for nulo é o mesmo que dizer que a série possui raiz unitária ou se o posto é diferente de zero ( $r < n$ ), ou seja, “n”, as variáveis endógenas são todas estacionárias. Em decorrência disso, usa dois testes para determinar o número de vetores de cointegração, que é pela estatística do Traço e a razão de verossimilhança, sendo este mais robusto, tendo como teste de hipótese  $H_0: r=r^*$ , sendo que o número de vetores é igual ao posto da matriz.

Assim, ao rejeitar a hipótese nula, significa que existe mais um vetor de cointegração, mas se não rejeitar a hipótese nula existe “r” vetores de cointegração. Com relação ao mecanismo de política monetária, se a série composta por crédito, selic, moeda, títulos públicos, IGP-DI, câmbio, produção e o spread, rejeitarem a hipótese nula, é o mesmo que dizer que a série é cointegrante com mais de um vetor de cointegração sendo que no máximo existe seis vetores de cointegração para a série em análise. Mas se não rejeitar a hipótese nula a série continua cointegrada com “r” vetores de cointegração. Isto é, o posto da matriz é diferente de zero concluindo que as variáveis são estacionárias em nível e possui uma relação de longo prazo entre elas. Segundo Favero (2001) a cointegração sugere e permite identificar se os choques são permanentes ou transitórios, ou seja, a definição dos choques é obtida pelas respostas de longo prazo das variáveis.

## 2.5 FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA

Função Impulso-Resposta é usada para verificar a duração que os choques em uma variável levam para se propagar no tempo e mostra também, se possui um efeito positivo ou negativo sobre as variáveis. Isto é usado porque o teste de causalidade de Granger não mostra estes efeitos, e sim, apenas a relação causal entre eles, este método é semelhante a decomposição das variâncias, sendo que nesta mostra a proporção dos choques e na FRI mostra o tempo e direção de propagação dos choques. Como uma característica adotada por Sims (1980), o modelo VAR admitiu-se sua representação na forma de vetores de médias móveis (VMA) e descreve, portanto, a dinâmica da evolução de um conjunto de variáveis a partir de uma trajetória comum, tornando-se possível a análise das funções impulso-resposta. Essa abordagem permite analisar os efeitos de um choque macroeconômico da variável de política (juros ou moeda) sobre as demais variáveis macroeconômicas de interesse para analisar o mecanismo de transmissão da política monetária pelo canal do crédito.

Assim, se o vetor de ruído branco representa os choques estruturais e representa os multiplicadores de impacto dos choques em determinada variável de interesse para avaliar o mecanismo da transmissão da política monetária. Isso demonstra o efeito da propagação dos choques de uma variável de política monetária (contracionista ou expansionista) sobre uma das variáveis no tempo, mantendo constantes as demais variáveis macroeconômicas relevantes para a transmissão da política monetária. Decorrentes destes choques estruturais, Sims (1980) propôs e adotou uma metodologia para decompor os resíduos, chamada de decomposição de Choleski.

Na literatura existente sobre o canal de crédito para transmissão da política monetária, faz-se relevante a análise da decomposição de Choleski, que segundo Fávero (2001), com propósito de estratégias de identificação para os choques estruturais dependentes sobre a ordenação das variáveis na qual o objetivo é definir a ordem das variáveis endógenas para a análise da política monetária. Sendo que a ordenação das variáveis é da mais exógena, que é afetada apenas pelo seu choque contemporâneo até a mais endógena, na qual é afetada contemporaneamente por todos os choques. Esta decomposição de Choleski é uma maneira triangular de decompor os resíduos, sendo impondo restrições de  $\{(n^2-n)/2\}$  na matriz de covariância forçando que a diagonal superior da matriz seja nula. Com isso, para analisar os impactos de um choque de política monetária faz o uso da função impulso-resposta utilizando o sistema de decomposição de Choleski.

## 2.6 VETOR DE CORREÇÃO DE ERRO – VECM

O modelo de correção de erros (VECM) é estimado para modelos VAR que possuem cointegração (Significa que possuem relação de longo prazo entre as variáveis do modelo), onde se acrescenta neste modelo o termo de ajuste de longo prazo, ou seja, o termo de correção de erro, deixando o modelo VAR mais robusto. Desta forma, o VECM liga o seu comportamento de curto prazo ao seu comportamento de longo prazo, seguindo o teorema de Engler-Granger (2003), onde se duas variáveis são cointegradas a relação entre elas pode ser expressa como VECM, sendo que esta ligação é determinada pelo “erro de equilíbrio”, sendo assim, reescrevendo o modelo VAR em forma de VECM.

Esse modelo multivariado em que cada  $Y_t$  é um vetor  $n \times 1$  de variáveis endógenas. O caso geral derivado de forma semelhante e direta a partir da equação anterior,

$$\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta Y_{t-i} + e_t, \quad (3)$$

Em que  $\Lambda_i = -\sum_{j=1+i}^p \Phi_j, i = 1, 2, \dots, p-1$ .

Se há raiz unitária, é claro que  $\Phi(I) = 0$ , de modo que  $\Phi = \alpha\beta'$ . Então, pode-se dizer que  $\beta$  é a matriz que tem  $r$  valores de cointegração e  $\alpha$  é a matriz de ajustamento, com  $r$  valores de ajustamento.

O modelo de correção de erros é assim chamado porque explica  $\Delta Y_t$  por dois componentes: os fatores de curto prazo,  $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta Y_{t-i}$ , e a relação de longo prazo dada entre as coordenadas do vetor de variáveis endógenas,  $\Phi Y_{t-1}$ , considerando que haja cointegração.

Com a indicação de da existência de um vetor de cointegração entre as variáveis podemos então estimar um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC) da seguinte forma:

$$\Delta Y_t = \Phi Y_{t-1} + \Lambda_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Lambda_p \Delta Y_{t-p} + BZ_t + u_t \quad (4)$$

Onde a relação de longo prazo é dada pelo vetor de variáveis endógenas  $\Phi Y_{t-1}$ , os fatores de curto prazo por  $\Lambda_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Lambda_p \Delta Y_{t-p}$  sendo  $p$  o número de defasagens do modelo e  $Z_t$  é um vetor de variáveis exógenas.

Com relação as equações cointegrantes, estas correspondem ao número de vetores de cointegração, que de acordo com Johnston e Dinardo (2007), é considerado o vetor cointegrado de Johansen. E levando em conta que através do procedimento de Johansen o objetivo é de verificar o sentido da causalidade e se os choques são permanentes ou temporários entre as variáveis. Isto devido ao objetivo ser analisar como as diversas variáveis macroeconômicas reagem aos choques de política monetária, tendo como propósito verificar se o canal de credito é relevante e sustentável na determinação do crescimento da economia brasileira.

## **CAPÍTULO 3: EVIDÊNCIAS EMPIRICAS PARA A ECONOMIA BRASILEIRA: 2000-20015**

Nessa seção será descrita a abordagem econométrica utilizada para analisar o mecanismo de transmissão da política monetária, bem como as bases de dados que servirão para estimar este mecanismo de transmissão da política monetária. A presente pesquisa usou como fonte de dados o Banco Central do Brasil e IBGE, sendo o período adotado entre janeiro de 2000 a dezembro de 2015, abordando as seguintes variáveis, em dados mensais: (1) Taxa Selic mensal anualizada; (2) IPCA, Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – (IBGE); (3) Taxa de câmbio nominal livre (média do período – mensal R\$/US\$); (4) Saldo da carteira de crédito em relação ao PIB (%); (5) Dívida Bruta do governo geral (% PIB); (6) Superávit Primário, BACEN, Resultado primário (acima da linha) - u.m.c. (milhões); (7) PIM-PF, Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física (IBGE). Todas as séries, foram normalizadas e estimadas em escala logarítmica.

### **3.1. TESTE DA RAIZ UNITÁRIA**

Foram realizados os testes usuais de raiz unitária para averiguar a estacionariedade e a ordem de integração. Como podemos observar na tabela abaixo, segundo o teste KPSS, cinco variáveis endógenas são estacionárias em pelo menos 5% de significância. Nos testes GLS e KPSS, com exceção da Selic, as demais variáveis são estacionárias em nível, pois não é possível rejeitar  $H_0$ , por outro lado, no teste Phillips-Perron, todas as variáveis apresentam raiz unitária no nível, satisfazendo assim a condição necessária para que essas variáveis sejam endógenas no modelo VEC.

Por outro lado, tendo em vista, que é condição necessária todas as variáveis terem raiz unitária no nível, foi realizado um terceiro teste, Phillips-Perron. Como pode ser verificado na tabela 6, todas as variáveis são estacionárias em primeira diferença a pelo menos 5 % de significância. Ou seja, sendo a estatística (t), inferior ao valor crítico de 5%, logo não rejeitamos a hipótese nula ( $H_0$ ) de que a variável possui raiz unitária em nível.

Tabela 2: Teste de raiz unitária no nível: Dickey-Fuller GLS

| Variável     | GLS             |                  |          |          |
|--------------|-----------------|------------------|----------|----------|
|              | Estatística (t) | Valores Críticos |          |          |
|              |                 | 1%               | 5%       | 10%      |
| LSelic       | -4.29300        | -3.50080         | -2.96400 | -2.67400 |
| LCambio      | -0.57731        | -3.49960         | -2.96300 | -2.67300 |
| LCredito/PIB | -1.05051        | -3.50320         | -2.96600 | -2.67600 |
| LIIPCA       | -1.62138        | -3.50080         | -2.96400 | -2.67400 |
| Ldivida/PIB  | -1.48796        | -3.46000         | -2.93000 | -2.64000 |

Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

Tabela 3: Teste de raiz unitária no nível: Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS)

| Variável     | KPSS            |                  |         |         |
|--------------|-----------------|------------------|---------|---------|
|              | Estatística (t) | Valores Críticos |         |         |
|              |                 | 1%               | 5%      | 10%     |
| LSelic       | 0.09736         | 0.21600          | 0.14600 | 0.11900 |
| LCambio      | 0.34382         | 0.21600          | 0.14600 | 0.11900 |
| LCredito/PIB | 0.20436         | 0.21600          | 0.14600 | 0.11900 |
| LIIPCA       | 0.15032         | 0.21600          | 0.14600 | 0.11900 |
| Ldivida/PIB  | 0.20671         | 0.21600          | 0.14600 | 0.11900 |

Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

Tabela 4: Teste de raiz unitária no nível: Phillips–Perron

| Variável     | PHILLIPS-PERRON |                  |         |         |
|--------------|-----------------|------------------|---------|---------|
|              | Estatística (t) | Valores Críticos |         |         |
|              |                 | 1%               | 5%      | 10%     |
| LSelic       | -2.2708         | -4.0039          | -3.4321 | -3.1398 |
| LCambio      | -0.9682         | -4.0039          | -3.4321 | -3.1398 |
| LCredito/PIB | -3.1425         | -4.0039          | -3.4321 | -3.1398 |
| LIIPCA       | -1.8436         | -4.0039          | -3.4321 | -3.1398 |
| Ldivida/PIB  | -1.4813         | -4.0041          | -3.4322 | -3.1399 |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

A partir do teste de Phillips-Perron, em primeira diferença, permitiram rejeitar  $H_0$ . Isto é, os testes apontam existência de raiz unitária em nível e estacionariedade em primeira diferença, indicando que as séries são integradas de primeira ordem  $I(1)$ .

### 3.2. TESTES DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

O teste de cointegração de Johansen é importante na determinação a ordem da cointegração, uma vez que, é necessário que as variáveis cointegrem para a estimação do VECM. Como pode ser observado no teste de Cointegração de Johansen, 5% de significância, não se rejeita  $H_0$  havendo, portanto, uma cointegração para o modelo. Como pode ser observado no teste abaixo e em anexo:

Tabela 5: Teste de Cointegração de Johansen, modelo VEC (2000-2015)

| Hipótese de $N^0$ de CE(s)                                       | Autovalor | Estatística Traço | Valor Crítico 0.05 | Prob.  |
|--|-----------|-------------------|--------------------|--------|
| Nenhuma  | 0.240601  | 97.64339          | 69.81889           | 0.0001 |
| No máximo 1  | 0.128123  | 45.07480          | 47.85613           | 0.0892 |
| No máximo 2  | 0.061637  | 18.88746          | 29.79707           | 0.5011 |
| No máximo 3  | 0.027381  | 6.736316          | 15.49471           | 0.6085 |
| No máximo 4  | 0.007478  | 1.433656          | 3.841466           | 0.2312 |
| <b>O Teste do Traço indica 1 cointegração para o nível de 5%</b> |           |                   |                    |        |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

Uma vez que o teste de Traço for maior que o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula. Desta forma, com valor de p-valor muito pequeno, rejeita-se a hipótese nula. Todavia, para mais de uma cointegração o valor de traço é menor que o valor crítico, assim não se rejeita a hipótese nula para mais de uma cointegração. Em outras palavras, as cinco variáveis endógenas, possuem associação de longo prazo.

### 3.3 VETOR DE CORREÇÃO DE ERRO – VECM

Até aqui foram desenvolvidos duas de três etapas na preparação para a construção do modelo VECM. Primeiramente a seleção de Lag, na qual constatou-se uma defasagem pelo critério de Schwarz; Segundo, pelo teste de Cointegração de Johansen, no qual observou-se uma cointegração para o modelo VECM. Agora na terceira e última etapa, após ser detectado a relação de cointegração proposta por Engle e Granger (1987) entre as variáveis e, passa-se para a próxima etapa, que consiste na inclusão do modelo de correção de erro, que tem a vantagem de reter as informações sobre o nível das séries, de modo que as relações de longo prazo, entre as variáveis do modelo estudado, permaneçam presentes. Logo, sendo as variáveis cointegradas, estabelecendo assim uma relação de longo prazo, será estimado o modelo VAR restrito, isto é, um modelo VECM.

Tabela 6: Modelo VECM (2000-2015)

|                                | LIIPCA(-1) | LCAMBIO(-1)      | LSELIC(-1)       | LCREDITO(-1)     | LDIVIDA(-1)     | C               |
|--------------------------------|------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|-----------------|
| <b>Equação de Cointegração</b> | <b>1</b>   | <b>-0.675182</b> | <b>-0.519279</b> | <b>-1.199833</b> | <b>0.905291</b> | <b>-2.78411</b> |
| <b>Erro-padrão</b>             |            | -0.16222         | -0.133           | -0.15186         | -0.45785        |                 |
| <b>Estatística t</b>           |            | [-4.16210]       | [-3.90435]       | [-7.90087]       | [ 1.97725]      |                 |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

No entanto, esse modelo VEC, apresentou problema de autocorrelação como podemos constatar nos testes abaixo:

Tabela 7: Testes de Autocorrelação Serial (2000-15)

|           | LM     | Portmanteur |
|-----------|--------|-------------|
| Lags      | Prob.  |             |
| <b>1</b>  | 0.0172 | NA*         |
| <b>2</b>  | 0.0003 | 0.1007      |
| <b>3</b>  | 0.4610 | 0.1672      |
| <b>4</b>  | 0.1100 | 0.0964      |
| <b>5</b>  | 0.2231 | 0.0762      |
| <b>6</b>  | 0.2621 | 0.0611      |
| <b>7</b>  | 0.1469 | 0.0375      |
| <b>8</b>  | 0.8531 | 0.0914      |
| <b>9</b>  | 0.8602 | 0.1733      |
| <b>10</b> | 0.3746 | 0.1596      |
| <b>11</b> | 0.0278 | 0.0672      |
| <b>12</b> | 0.1445 | 0.0397      |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

Como pode ser observado na primeira coluna da Tabela 7, do teste LM, rejeita-se  $H_0$  ao nível de 5% de significância. Assim, há autocorrelação serial no modelo, para os dois primeiros lags. Indicando possível problema de especificação. Portanto, como pode ser observado na próxima etapa, a amostra foi dividida em dois subperíodos, corroborando a tese que o modelo apresenta algum problema de especificação, sobretudo, derivado pelos outliers<sup>2</sup> observados nos gráficos de resíduos em anexo 5.

Outro teste empregado para avaliação da autocorrelação, o teste de Portmanteau, cuja hipótese nula é ausência de autocorrelação, a maior parte dos lags têm o p-valor > 0,05, logo não se rejeita  $H_0$ , exceto o lag 7.

<sup>2</sup> Outlier, valor aberrante ou valor atípico, é uma observação que apresenta um grande afastamento das demais da série.

Para testar a heterocedasticidade, foi elaborado o teste White. Como pode ser observado, em anexo, o baixo valor do p-valor, indica a presença de heteroscedasticidade. No entanto, pode-se ressaltar que este resultado não elimina as propriedades de inexistência de viés e consistência dos estimadores de MQO, no entanto, eles deixam de ter variância mínima e eficiência, ou seja, não são os melhores estimadores lineares não-viesados (MELNV). Logo, rejeita-se  $H_0$ . Assim, o modelo apresenta Heterocedasticidade. Ao que não é desejável para o modelo.

Analogamente, sendo a hipótese nula de resíduos multivariados normais, segundo o teste Skewness, rejeita-se  $H_0$ , de que as variáveis apresentam resíduos multivariados normais, para 1 grau de liberdade. Semelhantemente o teste Kurtosis, rejeita-se  $H_0$ , indicando também que as variáveis não apresentam resíduos multivariados normais. Por fim, o teste Jarque-Bera, também não apresenta resíduos multivariados normais. Portanto, segundo os resultados dos testes, podemos concluir que não há normalidade dos resíduos. Logo, rejeita-se  $H_0$  ao nível de 5% de significância. Assim, o modelo não segue uma distribuição normal dos resíduos. Algo que não é desejável.

### 3.4 DIVISÃO AMOSTRAL VECM

Para averiguar a relevância do canal do crédito, a amostra foi dividida em dois subperíodos. O primeiro vai de janeiro de 2000 a novembro de 2006. Essa divisão se justifica por duas razões. Primeiro, houve uma mudança relevante no patamar da relação Crédito/PIB, que suplanta os 30%. Além disso, verifica-se uma quebra estrutural na série da Dívida Bruta/PIB. Ambos os fatos apontam para uma quebra estrutural relevante, justificando-se a divisão da amostra.

Para solucionar o problema de especificação observado pelos testes anteriores, foi feito um esforço para se acrescentar uma variável dummy na série de Dívida Bruta/PIB ao modelo, com intuito de corrigir os *outliers* observados no gráfico de resíduos em anexo.

Os resultados a seguir demonstram a correção do problema de Heterocedasticidade e autocorrelação. A partir da inclusão das dummies ao modelo Var e a construção de um novo modelo VAR, após estimamos um modelo em primeira diferença, como pode ser observado abaixo:

Tabela 8: Teste de Cointegração de Johansen, modelo VECM (2000-2006)

| Hipótese de N <sup>o</sup> de CE(s)                              | Autovalor | Estatística Traço | Valor Crítico 0.05 | Prob.  |
|--|-----------|-------------------|--------------------|--------|
| Nenhuma *  | 0.306567  | 77.09394          | 69.81889           | 0.0117 |
| No máximo 1  | 0.226003  | 46.70753          | 47.85613           | 0.0638 |
| No máximo 2  | 0.145609  | 25.44395          | 29.79707           | 0.1462 |
| No máximo 3  | 0.098105  | 12.38252          | 15.49471           | 0.1395 |
| No máximo 4  | 0.044891  | 3.812158          | 3.841466           | 0.0509 |
| <b>O Teste do Traço indica 1 cointegração para o nível de 5%</b> |           |                   |                    |        |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

Tabela 9: Teste de Cointegração de Johansen, modelo VEC (2006-2015)

| Hipótese de N <sup>o</sup> de CE(s)                              | Autovalor | Estatística Traço | Valor Crítico 0.05 | Prob.  |
|--|-----------|-------------------|--------------------|--------|
| Nenhuma *  | 0.294787  | 79.89033          | 69.81889           | 0.0063 |
| No máximo 1  | 0.157083  | 42.17070          | 47.85613           | 0.1540 |
| No máximo 2  | 0.133696  | 23.71491          | 29.79707           | 0.2128 |
| No máximo 3  | 0.062277  | 8.214799          | 15.49471           | 0.4427 |
| No máximo 4  | 0.011694  | 1.270343          | 3.841466           | 0.2597 |
| <b>O Teste do Traço indica 1 cointegração para o nível de 5%</b> |           |                   |                    |        |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

Com os resultados de ambos os modelos no teste de cointegração de Johansen. Ambos os modelos possuem 1 cointegração. Desta forma, estimamos dois VECs para os subperíodos, que se seguem:

Tabela 10: VECM Primeiro Período (2000-2006)

|                                | LIIPCA(-1) | LCAMBIO(-1)      | LSELIC(-1)      | LCREDITO(-1)     | LDIVIDA(-1)      | C               |
|--------------------------------|------------|------------------|-----------------|------------------|------------------|-----------------|
| <b>Equação de Cointegração</b> | <b>1</b>   | <b>-0.030358</b> | <b>0.896143</b> | <b>-1.057188</b> | <b>-2.802689</b> | <b>7.587048</b> |
| <b>Erro-padrão</b>             |            | -0.40564         | -0.2464         | -0.62715         | -0.86982         |                 |
| <b>Estatística t</b>           |            | [-0.07484]       | [ 3.63699]      | [-1.68571]       | [-3.22215]       |                 |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

Tabela 11: VECM Segundo Período (2006-2015)

|                                | LIIPCA(-1) | LCAMBIO(-1)      | LSELIC(-1)      | LCREDITO(-1)     | LDIVIDA(-1)     | C               |
|--------------------------------|------------|------------------|-----------------|------------------|-----------------|-----------------|
| <b>Equação de Cointegração</b> | <b>1</b>   | <b>-0.883147</b> | <b>-0.54643</b> | <b>-1.278589</b> | <b>1.168131</b> | <b>-3.36499</b> |
| <b>Erro-padrão</b>             |            | -0.2474          | -0.18583        | -0.2915          | -0.69769        |                 |
| <b>Estatística t</b>           |            | [-3.56967]       | [-2.94053]      | [-4.38624]       | [ 1.67428]      |                 |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

A partir da análise apresentada acima, observa-se um aumento do coeficiente de Câmbio e de Crédito, e, por outro lado uma redução do coeficiente da Selic. O que nos permite, concluir que houve um aumento do impacto da variável de crédito sobre o IPCA, ao passo que houve uma redução da variação do IPCA a um choque de Juros, no primeiro período. Sendo assim, podemos concluir que o canal crédito aumentou sua potência, enquanto, o mecanismo Juros não acompanhou tal movimento.

Em suma, os resultados apontam para uma desobstrução do canal crédito de transmissão da política monetária no Brasil: a relação IPCA/Crédito se torna mais intensa a partir do segundo período, quando a relação credito/PIB supera os 30%. Esse fato está em linha com a teoria: quanto maior a relação credito/PIB maior é a potência do canal do credito. Todavia, não se pode afirmar que houve um aumento da potência (ou da eficácia) da política monetária como um todo, visto que a relação IPCA/Selic se enfraquece no segundo período. Assim, infere-se que a ampliação da potência do canal do credito foi compensada (ao menos parcialmente) por uma redução da potência dos demais canais.

Tabela 12: Teste de Autocorrelação Serial VEC

|           | LM        | Portmanteur | LM        | Portmanteur |
|-----------|-----------|-------------|-----------|-------------|
|           | 2000-2006 |             | 2006-2015 |             |
| Lags      | Prob.     |             | Prob.     |             |
| <b>1</b>  | 0.6135    | NA*         | 0.0676    | NA*         |
| <b>2</b>  | 0.1130    | NA*         | 0.5994    | 0.7623      |
| <b>3</b>  | 0.6263    | 0.8308      | 0.6859    | 0.8375      |
| <b>4</b>  | 0.2829    | 0.6445      | 0.9288    | 0.9546      |
| <b>5</b>  | 0.7184    | 0.6956      | 0.6532    | 0.9551      |
| <b>6</b>  | 0.3303    | 0.6085      | 0.0051    | 0.5690      |
| <b>7</b>  | 0.1258    | 0.4435      | 0.1768    | 0.4908      |
| <b>8</b>  | 0.9658    | 0.6840      | 0.5195    | 0.5381      |
| <b>9</b>  | 0.4595    | 0.7268      | 0.2799    | 0.4634      |
| <b>10</b> | 0.5667    | 0.7807      | 0.2529    | 0.3984      |
| <b>11</b> | 0.2953    | 0.7280      | 0.1322    | 0.2943      |
| <b>12</b> | 0.0430    | 0.5145      | 0.0009    | 0.0863      |

Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

No primeiro modelo estimado para toda a amostra, o teste de LM apresentou forte indicio de correlação nas duas primeiras defasagens, depois os subperíodos com amostras fragmentadas, os resultados dos testes de LM foram melhores, pois não apresentou autocorrelação nas primeiras defasagens. Como pode ser observado na tabela acima, apenas na 6ª e 12ª defasagem do segundo período (2006-2015), mas como o teste de Portmanteau não corroborou essas correlações na 6ª e 12ª defasagens, logo os modelos em subperíodos não têm autocorrelação serial. Ou seja, diferentemente do primeiro período, neste teste LM, não se rejeita  $H_0$  ao nível de 5% de significância. Assim, não há autocorrelação serial no modelo, para os dois modelos. Demonstrando a solução para o problema de especificação.

O teste empregado para avaliação da autocorrelação foi o teste de Portmanteau, cuja hipótese nula considera a ausência de autocorrelação dos resíduos nas diversas defasagens. Avaliando que em grande parte das defasagens o p-valor > 0,05, não se rejeita  $H_0$ . Logo não há autocorrelação dos resíduos.

Cabe destacar, que no teste de heterocedasticidade, para o segundo período o valor do teste foi (0.4), evidenciar que os resíduos seguem um distribuição homocedastica. Logo, pode-se ressaltar que este resultado evidencia as propriedades de existência de viés e consistência dos estimadores de MQO. Todavia, o segundo modelo é homocedastico devido ao elevado p-valor.

### 3.5 FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA VECM

A análise da correlação dos resíduos do modelo VAR permite medir a importância da ordenação das variáveis quando avaliadas as “Funções Impulso-Resposta”, conforme aponta Enders (2004), há um nível para correlações das variáveis acima de 0,2 em módulo ( $|r| > 0,2$ ). Logo, nos permitindo avaliar a importância da ordem das variáveis. Em anexo, segue a matriz de correlação dos resíduos para o modelo VAR com 1 Lag a partir do Eviews.

Tendo em vista o coeficiente de correlação dos resíduos para as variáveis: Câmbio, Credito/PIB e Dívida/PIB. Poderíamos supor que a ordenação das variáveis possui impactos significativos nas “Funções de Impulso-Resposta”. Analisaremos essas diferenças em item posterior. Tendo em vista a política de metas de inflação e juros, bem como os efeitos cambiais (efeito repasse) sobre a inflação, suporemos a seguinte ordenação das variáveis como melhor aderente aos dados: Câmbio, Selic, Credito/PIB, Dívida/PIB e IPCA.

A partir do modelo VEC estimado em anexo, analisamos o efeito de um choque na variável “Selic” sobre a Inflação (IPCA). Para tal fim, ordenamos as variáveis (considerando a decomposição de Cholesky), na ordem: lcambio lselic lcredito ldivida liipca. Portanto, obtivemos os seguintes resultados para as “Funções de Impulso-Resposta:

Tabela 13: Função de Impulso-Resposta do IPCA a Selic no Modelo VEC (2000-2015)

| PERÍODO | LIIPCA   | LCAMBIO   | LSELIC   | LCREDITO  | LDIVIDA   |
|---------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| 1       | 0.002610 | -8.12E-05 | 0.000181 | -0.000514 | -0.000410 |
| 2       | 0.003944 | -0.000206 | 0.000607 | -0.001559 | -0.001048 |
| 3       | 0.004693 | 0.000151  | 0.001073 | -0.002272 | -0.001450 |
| 4       | 0.005054 | 0.000486  | 0.001562 | -0.002741 | -0.001780 |
| 5       | 0.005227 | 0.000825  | 0.002042 | -0.003023 | -0.002019 |
| 6       | 0.005299 | 0.001124  | 0.002504 | -0.003198 | -0.002210 |
| 7       | 0.005327 | 0.001391  | 0.002938 | -0.003312 | -0.002366 |
| 8       | 0.005334 | 0.001627  | 0.003344 | -0.003395 | -0.002499 |
| 9       | 0.005334 | 0.001837  | 0.003720 | -0.003462 | -0.002614 |
| 10      | 0.005332 | 0.002023  | 0.004066 | -0.003520 | -0.002717 |
| 11      | 0.005330 | 0.002188  | 0.004382 | -0.003572 | -0.002808 |
| 12      | 0.005330 | 0.002335  | 0.004669 | -0.003621 | -0.002889 |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

Tabela 14: Função de Impulso-Resposta do IPCA a Selic no Modelo VEC (2000-06)

| PERÍODO | LIIPCA   | LCAMBIO   | LSELIC   | LCREDITO  | LDIVIDA   |
|---------|----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| 1       | 0.002784 | -6.93E-05 | 0.000499 | -0.000739 | -0.000827 |
| 2       | 0.007496 | -1.78E-05 | 0.001935 | -0.002895 | -0.002692 |
| 3       | 0.013198 | 0.001575  | 0.004317 | -0.004979 | -0.004707 |
| 4       | 0.019056 | 0.003781  | 0.007271 | -0.006778 | -0.006854 |
| 5       | 0.025013 | 0.006499  | 0.010855 | -0.008746 | -0.008613 |
| 6       | 0.030933 | 0.009567  | 0.014697 | -0.010768 | -0.010053 |
| 7       | 0.036823 | 0.013089  | 0.018573 | -0.012642 | -0.011038 |
| 8       | 0.042593 | 0.016990  | 0.022235 | -0.014321 | -0.011503 |
| 9       | 0.048180 | 0.021279  | 0.025531 | -0.015781 | -0.011336 |
| 10      | 0.053507 | 0.025879  | 0.028334 | -0.016997 | -0.010522 |
| 11      | 0.058542 | 0.030720  | 0.030598 | -0.017980 | -0.009071 |
| 12      | 0.063276 | 0.035703  | 0.032319 | -0.018761 | -0.007054 |

Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

Tabela 15: Função de Impulso-Resposta do IPCA a Selic no Modelo VEC (2006-15)

| PERÍODO | LIIPCA   | LCAMBIO  | LSELIC   | LCREDITO | LDIVIDA   |
|---------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| 1       | 0.001926 | 0.000128 | 0.000176 | 2.04E-05 | -0.000141 |
| 2       | 0.005059 | 0.000291 | 0.000534 | 0.000295 | -0.000491 |
| 3       | 0.008936 | 0.000571 | 0.001060 | 0.000775 | -0.000976 |
| 4       | 0.013262 | 0.001007 | 0.001760 | 0.001406 | -0.001560 |
| 5       | 0.017849 | 0.001622 | 0.002654 | 0.002147 | -0.002227 |
| 6       | 0.022586 | 0.002423 | 0.003768 | 0.002967 | -0.002964 |
| 7       | 0.027405 | 0.003411 | 0.005129 | 0.003847 | -0.003766 |

|           |          |          |          |          |           |
|-----------|----------|----------|----------|----------|-----------|
| <b>8</b>  | 0.032271 | 0.004581 | 0.006759 | 0.004774 | -0.004629 |
| <b>9</b>  | 0.037165 | 0.005922 | 0.008676 | 0.005738 | -0.005550 |
| <b>10</b> | 0.042078 | 0.007422 | 0.010892 | 0.006734 | -0.006526 |
| <b>11</b> | 0.047008 | 0.009066 | 0.013410 | 0.007757 | -0.007554 |
| <b>12</b> | 0.051958 | 0.010841 | 0.016230 | 0.008806 | -0.008633 |

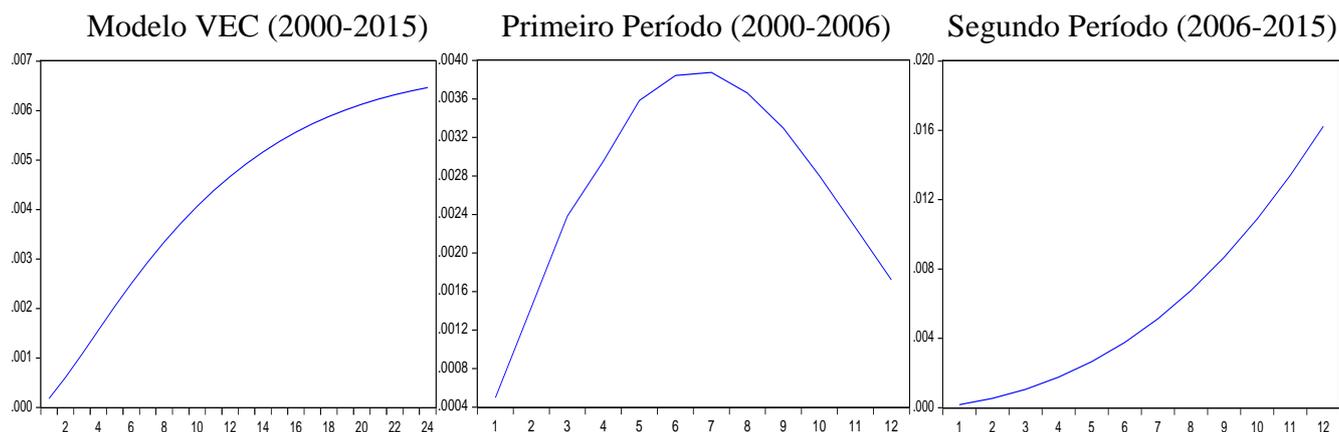
Fonte: Elaboração própria a partir de resultados obtidos no Eviews 9.

No período completo (2000-15), a tabelas das FIRs demonstram uma baixa sensibilidade da inflação a choques da variável Selic. Assim, o comportamento dos preços, ante um choque da Selic, também foi compatível com o esperado, apresentado uma resposta lenta a Selic, nos primeiros meses, mas a longo prazo esse efeito persiste, apesar de seu baixo patamar. Portanto, é importante ressaltar que a “Função Impulso-Resposta” corrobora que o efeito do choque da Selic é baixo no curto e longo prazo, para todas as variáveis. Evidenciando um ajustamento pequeno em relação ao que se espera de um efeito de uma política monetária, sendo assim ainda pouco eficaz para uma política de longo prazo.

Em seguida, as sub amostras foram analisadas. No primeiro período (2000-06), a FRI apresentou choque fraco da variável Selic na Inflação, mesmo que não dissipando e o efeito persiste. No entanto, já no segundo período (2006-15), quando se intensificou a expansão do crédito (medida pelo aumento da relação Crédito/PIB), o coeficiente frente ao período anterior, demonstra uma menor resposta da inflação ao Juros. Desta forma, os impactos de um choque da Selic no IPCA não oscilaram tanto e o efeito do choque demonstra uma redução do impacto da Selic no IPCA.

Portanto, o comportamento da variável Selic no primeiro período, comparado ao segundo período, onde mesmo havendo maior potência do canal crédito, conclui-se, que este aumento não se traduziu em maior eficiência do mecanismo. Sendo assim, houve aumento da potência do canal crédito, mas que isso não resultou em aumento da eficácia do mecanismo, o que muito provavelmente isso se deve a piora de algum outro canal.

Gráfico 2: Função de Impulso-Resposta do IPCA a Selic no Modelo VEC



Fonte: Eviews 9

Como podemos observar, no primeiro gráfico da FRI (2000-2015), um choque da variável Selic no IPCA é prolongado mesmo após 6 meses. Ao passo, que no primeiro período o efeito é reduzido em relação ao IPCA, e após 12 meses a implicação do choque dos juros praticamente eliminada. Todavia, para o segundo período o efeito de um choque dos juros é muito mais prolongado, além de reduzir as flutuações, suavizando assim a curva. Portanto, o primeiro período demonstra uma maior eficácia do canal na transmissão da política monetária, em comparação com o segundo período, resultando num melhor comportamento dos preços, ante um choque dos juros, todavia, contrariando o esperado, não podendo estabelecer assim uma boa resposta de curto prazo da variável Selic no IPCA.

É importante ressaltar que a “Funções de Impulso-Resposta” corrobora que o efeito do choque da Selic é prolongado mesmo após 12 meses, para todas as variáveis, como pode ser verificado anteriormente. Evidenciando um horizonte de ajustamento, ainda que pequeno, mas cada vez maior em relação ao que se espera de um efeito de uma política monetária, demonstrando assim, maior eficácia para uma política de longo prazo.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou analisar o funcionamento dos canais de transmissão da política monetária no Brasil a partir da implantação do regime de metas de inflação (2000). Particularmente, buscou-se responder a seguinte questão: “Há evidências de que o canal crédito de transmissão da política monetária, no Brasil, tenha ganhado eficácia?”. A amostra compreende o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2015 e foi dividida em dois subperíodos: i) o “Período I” vai de janeiro de 2000 a novembro de 2006; ii) o “Período II” vai de dezembro de 2006 a dezembro de 2015. As análises foram realizadas por meio de modelos de vetores autorregressivos, composto das seguintes variáveis: Selic, Câmbio, Crédito/PIB, IPCA e Dívida Bruta/PIB.

No período completo (2000-15), as tabelas das FIRs demonstram uma baixa sensibilidade da inflação a choques da variável Selic. Assim, o comportamento dos preços, ante um choque da Selic, também foi compatível com o esperado, apresentado uma resposta lenta a Selic, nos primeiros meses, mas a longo prazo esse efeito persiste, apesar de seu baixo patamar. Portanto, é importante ressaltar que a “Função Impulso-Resposta” corrobora que o efeito do choque da Selic é baixo no curto e longo prazo, para todas as variáveis. Evidenciando um ajustamento pequeno em relação ao que se espera de um efeito de uma política monetária, sendo assim ainda pouco eficaz para uma política de longo prazo.

Em seguida, as sub amostras foram analisadas. No primeiro período (2000-06), a FRI apresentou choque fraco da variável Selic na Inflação, mesmo que não dissipando e o efeito persiste mesmo após 12 meses. No entanto, já no segundo período (2006-15), quando se intensificou a expansão do crédito (medida pelo aumento da relação Crédito/PIB), o coeficiente frente ao período anterior. Desta forma, os impactos de um choque da Selic no IPCA não oscilaram tanto e mesmo após 12 meses o efeito do choque persiste na variável de inflação. Semelhantemente, ao comportamento do primeiro período, sobretudo, no segundo período onde mesmo havendo maior potência do canal crédito, não implicou em maior eficiência. Sendo assim, podemos concluir que houve aumento da potência do canal crédito, mas que isso não resultou em aumento da eficácia do mecanismo, muito provavelmente isso se deve a priori de algum outro canal.

Em suma, os resultados apontam para uma desobstrução do canal crédito de transmissão da política monetária no Brasil: a relação IPCA/Crédito se torna mais intensa a partir do segundo período, quando a relação crédito PIB supera os 30%. Esse fato está em linha com a teoria: quanto maior a relação crédito PIB maior é a potência do canal do crédito. Todavia, não se pode afirmar que houve um aumento da potência (ou da eficácia) da política

monetária como um todo, visto que a relação IPCA/Selic se enfraquece no segundo período. Assim, infere-se que a ampliação da potência do canal do crédito foi compensada (ao menos parcialmente) por uma redução da potência dos demais canais.

Os resultados aqui apresentados são preliminares e merecem ser aprofundados em futuras pesquisas com o objetivo de se identificar quais possíveis canais perderam potência no período analisado.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALFARO, R., FRANKEN, H.; GARCÍA, C., JARA, A. The bank lending channel in Chile. Banco Central do Chile, Santiago, Chile. BIS .22. Mar, 2004. Disponível em: [www.bis.org/publ/bppdf/bispap22h.pdf](http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap22h.pdf)

ANKER, T. Canal de crédito: um estudo sobre a influência das questões regulatórias no mercado de crédito brasileiro. 2005. Dissertação (mestrado em economia das empresas). FGV-EESP. São Paulo-SP.

ASTERIOU, D.; HALL, S.G. APPLIED ECONOMETRICS- a modern approach using views and microfit. 2007. Ed. Palgrave macmillan

AUEL M.C., MENDONÇA H.F. Macroeconomic relevance of credit channels: Evidence from an emerging economy under inflation targeting - Economic Modelling, 2011 – Elsevier

BAER, W. ECONOMIA BRASILEIRA. São Paulo. 2ª edição. Tradução: Edite Sciulli. 2002. Ed: Nobel.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária. Boxe de Relatório de Inflação. Jun. 1999

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). Poder da Política Monetária no Brasil. Boxe de Relatório de Inflação. p. 102-105. Jun. 2010.

BARBOSA, R.M. Mecanismo de Transmissão da Política Monetária: o canal de crédito no Brasil entre 2003 e 2006. Instituto de economia-UFRJ. Rio de Janeiro, 2010. Monografia.

BARROSO, R. Produto potencial: conceitos, novas estimativas e considerações sobre sua aplicabilidade. Revista de economia. Set/dez, 2007. JEL: O40 E60

BARBOZA, Ricardo de Menezes. Mecanismos de Transmissão da Política Monetária e Nível da Taxa de Juros no Brasil: Existe Relação? 2012, 63 f. Dissertação Mestrado (Programa de Pós-Graduação em Economia – Instituto de Economia, Universidade Federal do Rio de Janeiro), Rio de Janeiro, 2012.

\_\_\_\_\_.(2015). “Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil” - Revista de Economia Política, vol. 35, nº 1 (138), pp. 133-155, janeiro-março/2015

BERNANKE, B.S. Non-monetary effects of the financial crisis in the propagation of the great depression. Cambridge, MA: NBER. Jan,1983 (NBER working paper n.1054)

\_\_\_\_\_. Alternative explanations of the Money-income correlation. Cambridge, MA: NBER. Feb, 1986 (NBER working paper n. 1842)

\_\_\_\_\_, B. & GERTLER, M. (1995), “Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission”. Journal of Economic Perspectives, v. 9 (4), pp. 27-48.

\_\_\_\_\_. B. S., MISHKIN, Frederic S. Inflation Targeting: a New Framework for Monetary Policy? National Bureau of Economic Research. Working Paper 5893. Jan-1997.

\_\_\_\_\_, B.S; BLINDER, A.S. Crédito, money and aggregate demanda. American Economic Review, American Economic Association, V.78, n.2, p.435-39, may,1988.

\_\_\_\_\_. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. Cambridge, MA: NBER. Oct,1992 (NBER working paper n. 3487)

\_\_\_\_\_, B.S; GERTLER, M; GILCHRIST, S. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. Cambridge, MA: NBER. Mar, 1998 (NBER working paper n. 6455)

BLANCHARD, O. MACROECONOMIA. São Paulo. 2008. Ed: Pearson. 4º ed.

BOGDANSKI, JOEL AND TOMBINI, ALEXANDRE A. AND WERLANG, SERGIO R. DA C., Implementing Inflation Targeting in Brazil (July 2000). Banco Central do Brasil Working Paper No. 1. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=247507> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.247507>

Box, G. E. P. and JENKINS, G. M. (1970). Time Series Analysis Forecasting and Control. San Francisco: Holden-Day.

BRESSER-PEREIRA, L. C; NAKANO, Y. (2002) "Uma Estratégia de Desenvolvimento com Estabilidade". Revista de Economia Política, v. 22, n. 3, pp. 146-180, jul./set

BRESSER-PEREIRA, L.C. Macroeconomia da Estagnação: crítica da ortodoxia convencional no Brasil pós-1994. São Paulo: Ed.34. 1ªedição. 2007.

BROOKS, C. INTRODUCTORY ECONOMETRICS FOR FINANCE. Cambridge. 2008. Ed: Cambridge. 2ª ed.

BUENO, R.L.S. ECONOMETRIA DAS SERIES TEMPORAIS. São Paulo. 2008. Ed. Cengage learning.

\_\_\_\_\_, R.L.S. Econometria de Séries Temporais. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 299 p. 69

CARLINO, G. A.; DEFINA, R. THE DIFFERENTIAL REGIONAL EFFECTS OF MONETARY POLICY: Evidence From the U.S. States. Working Paper nº 97-12/R, Philadelphia, set,1997. Apud VASCONCELOS, M. R., FONSECA, M.W da. POLITICA MONETARIA NO BRASIL: mecanismo de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação. Revista econômica do Nordeste, Fortaleza, V. 34, nº 4, out-dez. 2003. Disponível em: [http://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd\\_artigo\\_ren=317](http://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=317)

CARNEIRO, D.D; SALLES, F.M; WU, T.Y.H. Juros, câmbio e imperfeições do canal de crédito. Economia Aplicada 10(1): 7-23, jan a mar 2006. Classificação JEL: E52, F31, F41.

CARVALHO, F.J.C.de. ECONOMIA MONETÁRIA E FINANCEIRA - Teoria e Política. Rio de Janeiro, 2000. Ed: Elsevier. 6ª tiragem.

\_\_\_\_\_, Fernando J. Cardim de; SOUZA, Francisco Eduardo Pires de; SICSÚ, João; PAULA; Luiz Fernando Rodrigues de; STUDART, Rogério. Economia Monetária e Financeira. Rio de Janeiro: Campus, 2007. 408 p.

\_\_\_\_\_, A. R. (2014). A indexação no Brasil pós-Real: uma abordagem de economia política. Revista de Economia Política, 34.

\_\_\_\_\_, F. C. (outubro-dezembro de 2005). Uma Contribuição ao Debate em torno da Eficácia da Política Monetária e Algumas Implicações para o Caso do Brasil. Revista de Economia Política, 25, 323-336.

CECCHETTI, S.G. (1994), "Distinguish theories of the monetary transmission mechanism". Economic Policy Conference, FED of St. Luis.

\_\_\_\_\_, S.G. Legal structure, financial structure, and the monetary policy transmission mechanism. FRBNY Economic Policy Review. Jul.1999.

DENARDIN, A.A. Assimetria de informação, intermediação financeira e o mecanismo de transmissão da política monetária: evidências teóricas e empíricas para o canal do empréstimo bancário no Brasil (1995-2006). 2007. Tese (doutorado em economia). PPGE/UFRGS. Porto Alegre - RS, 2007.

\_\_\_\_\_, A.A; BALBINOTTO, G.N. O Mecanismo de Transmissão de Política Monetária: evidências empíricas para o canal de empréstimo bancário no Brasil. In: XI Encontro Regional de Economia – ANPEC SUL 2008, Curitiba – PR, 2008. JEL: E51, E52, E58, G14, G22.

\_\_\_\_\_, A.A; DIAS JUNIOR, P.H.D. Mecanismo de transmissão de política monetária via canal do balanço patrimonial para o período pós plano real. In: XIII Encontro Regional de Economia – AMPEC SUL 2010. Porto Alegre - RS, 2010. JEL: E51, E52, E58, G14, G21.

ENDERS, W. APPLIED ECONOMETRICS TIME SERIES. Ed: Wiley. 3ª ed.

FAVERO, C.A. APPLIED MACROECONOMETRICS. Oxford. 2001. Ed: Oxford University PRESS.  
FILHO, O.C.S; SILVA.L.C; FRASCARALI, B.F. POLITICA MONETÁRIA E MUDANÇAS MACROECONOMICAS NO BRASIL: uma abordagem MS-VAR. fórum do Banco do Nordeste do Brasil (BNB), 2006. Classificação JEL: C15, C32, E31, E52. Disponível em [http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2006/docs/politica\\_monetaria.pdf](http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/eventos/forumbnb2006/docs/politica_monetaria.pdf)

FERREIRA, Reysla P. S. “Análise do funcionamento dos canais de transmissão da política monetária no Brasil a partir da adoção do regime de metas de inflação”, (2015). 77, UFRJ – COPPEAD, Rio de Janeiro.

FISCHER, I. The Debt-deflation Theory of Great Depressions. *Econometrica*, econometric Society, v.1, n.4, p.337-357. Oct.1933 Apud DENARDIN, A.A. Assimetria de informação, intermediação financeira e o mecanismo de transmissão da política monetária: evidências teóricas e empíricas para o canal do empréstimo bancário no Brasil (1995-2006). 2007. Tese (doutorado em economia). PPGE/UFRGS. Porto Alegre - RS, 2007.

FONSECA, M.W. Mecanismo de Transmissão da Política Monetária no Brasil: uma análise pós-regime de metas de inflação. Programa de pós-graduação em desenvolvimento econômico – UFPR. Curitiba - PR, 2008.

FUINHAS, J.A. O canal de crédito e a política monetária. Departamento de Gestão e Economia da Universidade da Beira Interior – PORTUGAL. Texto para discussão DGE – 4/2002. Portugal. Jun, 2002.

\_\_\_\_\_. Monetary Transmission and Bank Lending in Portugal: a sectoral approach. Departamento de Gestão e Economia da Universidade da Beira Interior – PORTUGAL. Texto para discussão n. E- 01/2006. Portugal. Abr, 2006.

GIAMBIAGI, Fabio; CARVALHO, José Carlos. As metas de inflação: sugestão para um regime permanente. *Revista de Economia Política*. V. 22, n3 (87), p. 25-45, julset. 2002.

GRAMINHO, F.M; BONOMO, M. O Canal de Empréstimos Bancários no Brasil: uma evidência microeconômica. EPGE-FGV. Rio de Janeiro, 2002. Dissertação de mestrado.

GONTIJO, C. Os mecanismos de transmissão da política monetária: uma abordagem teórica. UFMG-Cedeplar. BH, 2007. Texto para discussão, 321.

HAMILTON, J.D., SUSMEL R., Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime - Journal of Econometrics, 1994 - Elsevier

IPEADATA. www.ipeadata.gov.br

JANEIRO, E.; AUBYN, M.P.B. TRANSMISSÃO MONETÁRIA: resultados da aplicação de modelos var a Portugal e Alemanha. Universidade Técnica de Lisboa - instituto superior de economia e gestão. Lisboa, Portugal, 2004.

JOHNSTON, J., DINARDO, J. ECONOMETRIC METHODS. New York-EUA. 2007. Ed: McGraw-Hill. 4ª ed.

KUTTNER, K.N; MOSSER, P.C. The monetary transmission mechanism, some answers and further question. Economic Policy Review. Federal Reserv Bank of New York, p.15-26. May.2002. Apud DENARDIN, A.A. Assimetria de informação, intermediação financeira e o mecanismo de transmissão da política monetária: evidencias teóricas e empíricas para o canal do empréstimo bancário no Brasil (1995-2006). 2007. Tese (doutorado em economia). PPGE/UFRGS. Porto Alegre - RS, 2007.

LOPES, F. O mecanismo de transmissão da politica monetária numa economia em processo de estabilização: notas sobre o caso do Brasil. Revista de Economia Política. V.17, n.3. (67). Jul-set:1997.

LÜTKEPOHL H., POSKITT DS Estimating orthogonal impulse responses via vector autoregressive models - Econometric Theory, 1991 - Cambridge Univ Press

LUPORINI, Viviane. The Monetary Transmission Mechanism in Brazil: Evidence from a VAR Analysis. Estudos Econômicos. São Paulo. Vol. 38, n. 1, p; 7-30. jan-mar. 2008.

MADDALA, G.S., INTRODUCTION TO ECONOMETRICS. Ed: Macmillan. 2ª ed. New York, 1992. ISBN: 0-02-374545-2.

MENDONÇA, Helder Ferreira de. A Teoria da Credibilidade da Política Monetária. Revista de Economia Política. Vol. 22, n. 3 (87), p; 46-64. jul-set. 2002.

MENDONÇA, Helder Ferreira de. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. Revista de Economia Política. Vol. 27, n. 3 (107), p; 431-451. jul-set. 2007.

MELLO, L., PISU M. The bank lending channel of monetary transmission in Brazil: A VECM approach“ - The Quarterly Review of Economics and Finance, 2010 – Elsevier

MELTZER, A. (1995), “Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A monetarist perspective”. Journal of Economic Perspectives, v. 9 (4), pp. 49-72.

MISHKIN, Frederic S. Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. Journal of Economics Perspectives. Vol. 9, n. 4, p. 3-10, Fall-1995.

\_\_\_\_\_, Frederic S. International Experiences with Different Monetary Policy Regimes. Journal of Monetary Economics. Vol. 43, n. 3, p. 579-606, Jun-1999.

\_\_\_\_\_, Frederic S. Inflation Targeting. Graduate School of Business, Columbia University and National Bureau of Economic Research. Jul-2001.

MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation. Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro, Vol. 57(3), p. 605-635. jul-set 2003.

MODENESI, André de Melo. Regimes Monetários: Teoria e a Experiência do Real. Barueri: Manole, 2005, 438 p.

\_\_\_\_\_, André de Melo; ARAÚJO, Eliane Cristina de. Custos e Benefícios do Controle Inflacionário no Brasil (2000-2008): uma análise empírica do mecanismo de transmissão da política monetária com base em um modelo VAR. In: XXXVIII

\_\_\_\_\_, André. Melo; MODENESI, R. L. Quinze anos de rigidez monetária no Brasil: uma agenda de pesquisa. Revista de Economia Política, São Paulo, 2011. No prelo.

\_\_\_\_\_, André. Melo, MARTINS, N.M. and MODENESI, R.L., 2013. A Modified Taylor Rule for the Brazilian Economy: Convention and conservatism in 11 years of inflation targeting (2000-2010). Journal of Post Keynesian Economics, 35(3), pp. 463-82.

MONTES, G. C. Metas de inflação em perspectiva: a influência do trinômio reputação-credibilidade-transparência sobre a economia. Revista de Economia Política. vol. 28. N. 4 (112), p. 648-668, out-dez. 2008.

MONTES G.C., MACHADO C.C., Expectativas empresariais, investimento agregado e emprego: uma análise considerando os efeitos das credibilidades monetária e fiscal no Brasil - Economia Aplicada, 2014 - SciELO Brasil Montes e Peixoto (2012)

NAKANE, M. A POLÍTICA MONETÁRIA E O CRÉDITO. Jornal Valor Econômico em 04/08/2010. NANKIM, G.N. MACROECONOMIA. Rio de Janeiro. 2004. 5ª ed. Ed: LTC.

NAKANO, Y., 2005. O regime monetário, a dívida pública e a alta taxa de juros. Conjuntura Econômica, 59(11), pp. 10-12.

NAVARRO, A.M. Efectos Del Credito Sobre El Crecimiento y El Nivel de Actividade: La experiencia Argentina. 2010. Site: [http://a-navarro.com.ar/Papers/efectos\\_credito\\_5.pdf](http://a-navarro.com.ar/Papers/efectos_credito_5.pdf) acesso em abril de 2011.

OLINER, S.D; RUDEBUSCH, G.D. IS there a broad credit channel for monetary policy?. Economic Review. Federal Reserve Bank of San Francisco (FRBSF): V.2, n.1. p.3-13, Winter 1996.

OLIVEIRA, F.N de; NETO, R.M.A. A Relevância do Canal de Empréstimos bancários no Brasil. Revista Brasileira de Finanças, 2008. V.6, n.3, p.357-409. ISSN: 1679-0731. JEL: E50, E52, E58.

PACHECO, L.M.M.D. O MECANISMO DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA o papel dos preços dos activos. Portugal.2009. ed: fundação Calouste Gulbenkian – Fundação para a ciência e a tecnologia. ISBN: 978-972-31-1296-2

PASSOS, F.V. Transmissão da Política Monetária: canal de empréstimos bancários no Brasil em 2000-2010. Programa de pós graduação e pesquisa em administração e economia-IBMEC. Rio de Janeiro, Nov 2010. Dissertação de mestrado profissionalizante em economia.

PASTORE, A.C; PINOTTI, M. C. O recado do Banco Central. A.C. Pastore & Associados. Informe especial. 2002. Disponível em: [http://www.acpastore.com/informes/20020516\\_IE.pdf](http://www.acpastore.com/informes/20020516_IE.pdf)

PELLEGRINI, J. A. Autonomia do banco central. Consultoria Legislativa do Senado Federal . Texto para discussão, nº 16. Brasília. Nov/2004 disponível em: [http://www.senado.gov.br/senado/conleg/textos\\_discussao/TD16-JosuePellegrini.pdf](http://www.senado.gov.br/senado/conleg/textos_discussao/TD16-JosuePellegrini.pdf)

RAMEY, V. How important is the credit channel in the transmission of monetary policy? Carnegie-Rochester series on public policy, fall, 1993. Apud SOUZA SOBRINHO, N.F. Uma avaliação do canal de crédito no Brasil. Departamento de economia da FEA-USP, 2003. (MPRA paper n 5160 postado 7 de novembro 2007)

RELATÓRIO DE ECONOMIA BANCÁRIA E CRÉDITO. 2010. BACEN.

ROMER, C.D.; ROMER, D.H. New evidence on the monetary transmission mechanism. *Brooking papers on economic activity*. Brooking institution: V.1990, n.1, p. 149-213. Jan, 1990.

SACHS, J.D.; LARRAIN, F.B. *MACROECONOMIA: em uma economia global*. São Paulo. 2000. Ed: Pearson Education. Tradução: Sara R. Gedanke.

SILVA, I.E.M., LIMA, R.C. Estudo empírico da operacionalidade do canal de crédito bancário no nordeste e no Brasil usando VAR estrutural. PIMES/UFPE. Banco do nordeste, 2011. Disponível em: [www.bnb.gov.br/content/aplicacao/.../2011\\_estudo\\_empirico.pdf](http://www.bnb.gov.br/content/aplicacao/.../2011_estudo_empirico.pdf)

SOUZA SOBRINHO, N.F. Uma avaliação do canal de crédito no Brasil. Departamento de economia da FEA-USP, 2003. (MPRA paper n 5160 postado 7 de novembro 2007)

TAKEDA, T. Efeitos da política monetária sobre a oferta de crédito. In: Banco Central do Brasil [org]. *Economia bancária e crédito: uma avaliação de 4 anos do projeto juros e spread bancário*. Brasília: dez.2003.

TAYLOR, J.B. (1995), "The Monetary Transmission Mechanism". *Journal of Economic Perspectives*, v. 9 (4), pp. 11-26.

\_\_\_\_\_. (2000), "Alternative views of the monetary transmission mechanism: what difference do they make for monetary policy?". *Oxford Review of Economic Policy*.

TEJADA, C.A; PORTUGAL, M.S. A CREDIBILIDADE DA POLÍTICA ECONOMICA: uma revisão crítica da teoria. *Análise Econômica (UFRGS)*. V.20, n.38, p. 81-122. 2002. JEL: E50, E52.

\_\_\_\_\_, C.A; PORTUGAL, M.S. POLÍTICA ECONOMICA E CREDIBILIDADE: evidências empíricas e técnicas econométricas. *Revista Nova Economia*, BH, set-dez, 2004. JEL: E50, E52.

VARTANIAN, Pedro Raffy. Impactos do Índice Dow Jones, Commodities e Câmbio sobre o Ibovespa: uma Análise do Efeito Contágio. *Revista de Administração Contemporânea*. v. 16, n. 4, art. 6, p. 608-627, jul-ago. 2012.

VASCONCELOS, M. R., FONSECA, M.W da. POLITICA MONETARIA NO BRASIL: mecanismo de transmissão e impactos diferenciados nas regiões e estados da federação. *Revista econômica do Nordeste*, Fortaleza, V. 34, nº 4, out-dez. 2003. Disponível em: [http://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd\\_artigo\\_ren=317](http://www.bnb.gov.br/projwebren/Exec/artigoRenPDF.aspx?cd_artigo_ren=317)

WILLIANSOM, S.D. Costly monitoring, financial intermediation, and equilibrium credit rationing. *Journal of Monetary Economics*, v. 18, n. 2, p. 159-79, Set, 1986. Apud SOUZA SOBRINHO, N.F. Uma avaliação do canal de crédito no Brasil. Departamento de economia da FEA-USP, 2003. (MPRA paper n 5160 postado 7 de novembro 2007).

## Anexos

### 1 – Tabelas Teste de Raiz Unitária

#### 1.1 – Tabelas Teste de Raiz Unitária Selic

##### GLS

Null Hypothesis: D(LSELIC,2) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -3.005108   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.504400   |
| 5% level                                       | -2.967000   |
| 10% level                                      | -2.677000   |

Null Hypothesis: D(LSELIC) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -2.216901   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.500800   |
| 5% level                                       | -2.964000   |
| 10% level                                      | -2.674000   |

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -4.293001   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.500800   |
| 5% level                                       | -2.964000   |
| 10% level                                      | -2.674000   |

##### Teste KPSS

Null Hypothesis: D(LSELIC,2) is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 12 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.073593 |
| Asymptotic critical values*: 1% level            | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: D(LSELIC) is stationary

Exogenous: Constant, Linear Trend

Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.050766 |
| Asymptotic critical values*: 1% level            | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: LSELIC is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.097359 |
| Asymptotic critical values*:                     |          |
| 1% level   | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -2.270780   | 0.4475 |
| Test critical values:          |             |        |
| 1% level                       | -4.003902   |        |
| 5% level                       | -3.432115   |        |
| 10% level                      | -3.139793   |        |

Null Hypothesis: D(LSELIC) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -7.824762   | 0.0000 |
| Test critical values:          |             |        |
| 1% level                       | -4.004132   |        |
| 5% level                       | -3.432226   |        |
| 10% level                      | -3.139858   |        |

Null Hypothesis: D(LSELIC,2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 22 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -13.80159   | 0.0000 |
| Test critical values:          |             |        |
| 1% level                       | -4.004365   |        |
| 5% level                       | -3.432339   |        |
| 10% level                      | -3.139924   |        |

## 1.2 – Tabelas Teste de Raiz Unitária Câmbio

Null Hypothesis: D(LCAMBIO,2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Lothberg-Stock DF-GLS test statistic | -13.80521   |
| Test critical values:                        |             |
| 1% level                                     | -3.503200   |
| 5% level                                     | -2.966000   |
| 10% level                                    | -2.676000   |

Null Hypothesis: D(LCAMBIO) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
|--|-------------|

|  |           |
|--|-----------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -12.72559 |
| Test critical values: 1% level                 | -3.500800 |
| 5% level                                       | -2.964000 |
| 10% level                                      | -2.674000 |

Null Hypothesis: LCAMBIO has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -0.577308   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.499600   |
| 5% level                                       | -2.963000   |
| 10% level                                      | -2.673000   |

Null Hypothesis: D(LCAMBIO,2) is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 165 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.500000 |
| Asymptotic critical values*: 1% level            | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: D(LCAMBIO) is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.110577 |
| Asymptotic critical values*: 1% level            | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: LCAMBIO is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.343819 |
| Asymptotic critical values*: 1% level            | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: LCAMBIO has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -0.968150   | 0.9449 |
| Test critical values: 1% level | -4.003902   |        |
| 5% level                       | -3.432115   |        |
| 10% level                      | -3.139793   |        |

Null Hypothesis: D(LCAMBIO) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -14.15700   | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -4.004132   |        |
| 5% level                       | -3.432226   |        |
| 10% level                      | -3.139858   |        |

Null Hypothesis: D(LCAMBIO,2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 54 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -78.49395   | 0.0001 |
| Test critical values: 1% level | -4.004365   |        |
| 5% level                       | -3.432339   |        |
| 10% level                      | -3.139924   |        |

### 1.3 – Tabelas Teste de Raiz Unitária Crédito

Null Hypothesis: D(LCREDITO\_PIB,2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -4.427872   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.510400   |
| 5% level                                       | -2.972000   |
| 10% level                                      | -2.682000   |

Null Hypothesis: D(LCREDITO\_PIB) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -9.464236   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.503200   |
| 5% level                                       | -2.966000   |
| 10% level                                      | -2.676000   |

Null Hypothesis: LCREDITO\_PIB has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -1.050509   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.503200   |
| 5% level                                       | -2.966000   |
| 10% level                                      | -2.676000   |

Null Hypothesis: D(LCREDITO\_PIB,2) is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 48 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  |           | LM-Stat. |
|--|-----------|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic |           | 0.149822 |
| Asymptotic critical values*:                     | 1% level  | 0.216000 |
|  | 5% level  | 0.146000 |
|  | 10% level | 0.119000 |

Null Hypothesis: D(LCREDITO\_PIB) is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  |           | LM-Stat. |
|--|-----------|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic |           | 0.207550 |
| Asymptotic critical values*:                     | 1% level  | 0.216000 |
|  | 5% level  | 0.146000 |
|  | 10% level | 0.119000 |

Null Hypothesis: LCREDITO\_PIB is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  |           | LM-Stat. |
|--|-----------|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic |           | 0.204358 |
| Asymptotic critical values*:                     | 1% level  | 0.216000 |
|  | 5% level  | 0.146000 |
|  | 10% level | 0.119000 |

Null Hypothesis: LCREDITO has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                |           | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-----------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic |           | -3.142509   | 0.0994 |
| Test critical values:          | 1% level  | -4.003902   |        |
|                                | 5% level  | -3.432115   |        |
|                                | 10% level | -3.139793   |        |

Null Hypothesis: D(LCREDITO) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                |           | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-----------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic |           | -12.50547   | 0.0000 |
| Test critical values:          | 1% level  | -4.004132   |        |
|                                | 5% level  | -3.432226   |        |
|                                | 10% level | -3.139858   |        |

Null Hypothesis: D(LCREDITO,2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 49 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                |           | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-----------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic |           | -68.22757   | 0.0001 |
| Test critical values:          | 1% level  | -4.004365   |        |
|                                | 5% level  | -3.432339   |        |
|                                | 10% level | -3.139924   |        |

#### 1.4 – Tabelas Teste de Raiz Unitária IPCA

Null Hypothesis: D(LIIPCA,2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -12.68867   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.502000   |
| 5% level                                       | -2.965000   |
| 10% level                                      | -2.675000   |

Null Hypothesis: D(LIIPCA) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -4.925619   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.500800   |
| 5% level                                       | -2.964000   |
| 10% level                                      | -2.674000   |

Null Hypothesis: LIIPCA has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -1.621377   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.500800   |
| 5% level                                       | -2.964000   |
| 10% level                                      | -2.674000   |

Null Hypothesis: D(LIIPCA,2) is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.018195 |
| Asymptotic critical values*: 1% level            | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: D(LIIPCA) is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.207266 |
| Asymptotic critical values*: 1% level            | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: LIIPCA is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.150319 |
| Asymptotic critical values*:                     |          |
| 1% level   | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: LIIPCA has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -1.843612   | 0.6798 |
| Test critical values:          |             |        |
| 1% level                       | -4.003902   |        |
| 5% level                       | -3.432115   |        |
| 10% level                      | -3.139793   |        |

Null Hypothesis: D(LIIPCA) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 5 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -6.719062   | 0.0000 |
| Test critical values:          |             |        |
| 1% level                       | -4.004132   |        |
| 5% level                       | -3.432226   |        |
| 10% level                      | -3.139858   |        |

Null Hypothesis: D(LIIPCA,2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -17.83949   | 0.0000 |
| Test critical values:          |             |        |
| 1% level                       | -4.004365   |        |
| 5% level                       | -3.432339   |        |
| 10% level                      | -3.139924   |        |

## 1.5 – Tabelas Teste de Raiz Unitária Dívida Bruta

Null Hypothesis: D(DIVIDA\_P,2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Lothberg-Stock DF-GLS test statistic | -27.07571   |
| Test critical values:                        |             |
| 1% level                                     | -3.460000   |
| 5% level                                     | -2.930000   |
| 10% level                                    | -2.640000   |

Null Hypothesis: D(DIVIDA\_P) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -8.458034   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.460000   |
| 5% level                                       | -2.930000   |
| 10% level                                      | -2.640000   |

Null Hypothesis: DIVIDA\_P has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)

|  | t-Statistic |
|--|-------------|
| Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic | -1.487961   |
| Test critical values: 1% level                 | -3.460000   |
| 5% level                                       | -2.930000   |
| 10% level                                      | -2.640000   |

Null Hypothesis: D(DIVIDA\_P,2) is stationary  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 43 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.119949 |
| Asymptotic critical values*: 1% level            | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: D(DIVIDA\_P) is stationary  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.170258 |
| Asymptotic critical values*: 1% level            | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: DIVIDA\_P is stationary  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|  | LM-Stat. |
|--|----------|
| Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic | 0.206707 |
| Asymptotic critical values*: 1% level            | 0.216000 |
| 5% level   | 0.146000 |
| 10% level  | 0.119000 |

Null Hypothesis: LDIVIDA has a unit root  
Exogenous: Constant, Linear Trend  
Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -1.481252   | 0.8331 |
| Test critical values: 1% level | -4.004132   |        |
| 5% level                       | -3.432226   |        |
| 10% level                      | -3.139858   |        |

Null Hypothesis: D(LDIVIDA) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -15.98719   | 0.0000 |
| Test critical values:          |             |        |
| 1% level                       | -4.004365   |        |
| 5% level                       | -3.432339   |        |
| 10% level                      | -3.139924   |        |

Null Hypothesis: D(LDIVIDA,2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 199 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

|                                | Adj. t-Stat | Prob.* |
|--------------------------------|-------------|--------|
| Phillips-Perron test statistic | -209.1534   | 0.0001 |
| Test critical values:          |             |        |
| 1% level                       | -4.004599   |        |
| 5% level                       | -3.432452   |        |
| 10% level                      | -3.139991   |        |

## 2 – Teste de Cointegração de Johansen

### 2.1 – Teste de Cointegração de Johansen (2000-2015)

Date: 07/05/16 Time: 09:10  
 Sample: 2000M01 2015M12  
 Included observations: 191  
 Series: LIIPCA LCAMBIO LSELIC LCREDITO LDIVIDA  
 Exogenous series: D(R\_PRIMARIO) D(LPIM) DUMMY\_DIVIDA  
 Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series  
 Lags interval: 1 to 1

Selected  
 (0.05 level\*)  
 Number of  
 Cointegrating  
 Relations by  
 Model

| Data Trend: | None                     | None                  | Linear                | Linear             | Quadratic          |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type   | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |
| Trace       | 3                        | 3                     | 1                     | 1                  | 2                  |
| Max-Eig     | 3                        | 3                     | 1                     | 1                  | 2                  |

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information  
 Criteria by  
 Rank and  
 Model

| Data Trend:           | None                     | None                  | Linear                | Linear             | Quadratic          |
|-----------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Rank or<br>No. of CEs | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |
|                       |                          |                       |                       |                    |                    |

Log  
 Likelihood by  
 Rank (rows)  
 and Model

|   | (columns) |          |          |          |          |
|---|-----------|----------|----------|----------|----------|
| 0 | 2727.451  | 2727.451 | 2762.353 | 2762.353 | 2763.831 |
| 1 | 2769.407  | 2769.594 | 2791.747 | 2792.455 | 2793.391 |
| 2 | 2791.977  | 2793.209 | 2804.793 | 2808.403 | 2809.319 |
| 3 | 2804.418  | 2806.254 | 2811.130 | 2815.800 | 2816.589 |
| 4 | 2806.702  | 2812.588 | 2813.458 | 2820.350 | 2820.930 |
| 5 | 2807.290  | 2814.155 | 2814.155 | 2822.223 | 2822.223 |

|   | Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns) |           |           |            |           |
|---|--|-----------|-----------|------------|-----------|
| 0 | -28.29792  | -28.29792 | -28.61102 | -28.61102  | -28.57415 |
| 1 | -28.63253  | -28.62402 | -28.81410 | -28.81105  | -28.77896 |
| 2 | -28.76416  | -28.75611 | -28.84600 | -28.86285* | -28.84103 |
| 3 | -28.78972  | -28.77753 | -28.80764 | -28.82513  | -28.81245 |
| 4 | -28.70892  | -28.72867 | -28.72731 | -28.75759  | -28.75319 |
| 5 | -28.61036  | -28.62990 | -28.62990 | -28.66203  | -28.66203 |

|   | Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns) |           |            |           |           |
|---|---|-----------|------------|-----------|-----------|
| 0 | -27.87223   | -27.87223 | -28.10020  | -28.10020 | -27.97818 |
| 1 | -28.03657   | -28.01103 | -28.13300* | -28.11291 | -28.01272 |
| 2 | -27.99791   | -27.95581 | -27.99462  | -27.97742 | -27.90452 |
| 3 | -27.85320   | -27.78992 | -27.78599  | -27.75239 | -27.70566 |
| 4 | -27.60212   | -27.55377 | -27.53538  | -27.49754 | -27.47612 |
| 5 | -27.33329   | -27.26769 | -27.26769  | -27.21468 | -27.21468 |

## 2.2 – Teste de Cointegração de Johansen (2000-2006)

Date: 07/05/16 Time: 10:05

Sample: 2000M01 2006M11

Included observations: 83

Series: LIIPCA LCAMBIO LSELIC LCREDITO LDIVIDA

Exogenous series: D(R\_PRIMARIO) D(LPIM) DUMMYS

Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series

Lags interval: 1 to 2

Selected  
(0.05 level\*)  
Number of  
Cointegrating  
Relations by  
Model

| Data Trend: | None                     | None                  | Linear                | Linear             | Quadratic          |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type   | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |
| Trace       | 3                        | 3                     | 2                     | 1                  | 0                  |
| Max-Eig     | 3                        | 1                     | 0                     | 0                  | 0                  |

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information  
Criteria by  
Rank and  
Model

| Data Trend:           | None                     | None                  | Linear                | Linear             | Quadratic          |
|-----------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Rank or<br>No. of CEs | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |

Log

| Likelihood by Rank (rows) and Model (columns) |          |          |          |          |          |
|---|----------|----------|----------|----------|----------|
| 0   | 1179.540 | 1179.540 | 1193.289 | 1193.289 | 1201.611 |
| 1   | 1196.715 | 1197.745 | 1208.360 | 1209.961 | 1218.242 |
| 2   | 1209.965 | 1211.192 | 1221.669 | 1223.272 | 1227.110 |
| 3   | 1220.029 | 1223.463 | 1227.944 | 1231.309 | 1235.055 |
| 4   | 1225.148 | 1229.538 | 1232.104 | 1235.970 | 1239.647 |
| 5   | 1225.922 | 1232.917 | 1232.917 | 1240.055 | 1240.055 |

---

| Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns) |           |           |           |           |            |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|
| 0  | -27.21784 | -27.21784 | -27.42864 | -27.42864 | -27.50871  |
| 1  | -27.39072 | -27.39144 | -27.55085 | -27.56533 | -27.66849* |
| 2  | -27.46904 | -27.45041 | -27.63059 | -27.62100 | -27.64120  |
| 3  | -27.47058 | -27.48103 | -27.54083 | -27.54960 | -27.59169  |
| 4  | -27.35297 | -27.36235 | -27.40010 | -27.39687 | -27.46138  |
| 5  | -27.13066 | -27.17873 | -27.17873 | -27.23024 | -27.23024  |

---

| Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns) |           |           |            |            |           |
|---|-----------|-----------|------------|------------|-----------|
| 0   | -25.76071 | -25.76071 | -25.82579* | -25.82579* | -25.76015 |
| 1   | -25.64216 | -25.61374 | -25.65658  | -25.64192  | -25.62850 |
| 2   | -25.42906 | -25.35214 | -25.44489  | -25.37702  | -25.30978 |
| 3   | -25.13917 | -25.06219 | -25.06370  | -24.98505  | -24.96885 |
| 4   | -24.73013 | -24.62294 | -24.63155  | -24.51175  | -24.54711 |
| 5   | -24.21639 | -24.11875 | -24.11875  | -24.02455  | -24.02455 |

### 2.3 – Teste de Cointegração de Johansen (2006-2015)

Date: 07/05/16 Time: 10:07  
Sample: 2006M11 2015M12  
Included observations: 109  
Series: LIIPCA LCAMBIO LSELIC LCREDITO LDIVIDA  
Exogenous series: D(R\_PRIMARIO) D(LPIM) DUMMY\_DIVIDA  
Warning: Rank Test critical values derived assuming no exogenous series  
Lags interval: 1 to 1

Selected  
(0.05 level\*)  
Number of  
Cointegrating  
Relations by  
Model

| Data Trend: | None                     | None                  | Linear                | Linear             | Quadratic          |
|-------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Test Type   | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |
| Trace       | 2                        | 2                     | 1                     | 2                  | 1                  |
| Max-Eig     | 2                        | 2                     | 1                     | 1                  | 0                  |

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information  
Criteria by  
Rank and  
Model

| Data Trend:           | None                     | None                  | Linear                | Linear             | Quadratic          |
|-----------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|--------------------|
| Rank or<br>No. of CEs | No Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>No Trend | Intercept<br>Trend | Intercept<br>Trend |

| Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)              |           |           |           |           |            |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|------------|
| 0  | 1729.779  | 1729.779  | 1744.705  | 1744.705  | 1756.444   |
| 1  | 1750.534  | 1750.646  | 1763.676  | 1764.741  | 1773.507   |
| 2  | 1768.044  | 1768.736  | 1774.271  | 1780.130  | 1788.137   |
| 3  | 1774.487  | 1777.529  | 1782.150  | 1789.809  | 1794.996   |
| 4  | 1778.399  | 1783.210  | 1785.619  | 1796.405  | 1798.674   |
| 5  | 1779.570  | 1786.310  | 1786.310  | 1799.785  | 1799.785   |
| Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns) |           |           |           |           |            |
| 0  | -31.28035 | -31.28035 | -31.46248 | -31.46248 | -31.58614  |
| 1  | -31.47768 | -31.46140 | -31.62709 | -31.62827 | -31.71572  |
| 2  | -31.61549 | -31.59149 | -31.63801 | -31.70881 | -31.80068* |
| 3  | -31.55023 | -31.55100 | -31.59909 | -31.68456 | -31.74305  |
| 4  | -31.43852 | -31.45340 | -31.47925 | -31.60376 | -31.62705  |
| 5  | -31.27651 | -31.30844 | -31.30844 | -31.46394 | -31.46394  |
| Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)            |           |           |           |           |            |
| 0  | -30.66307 | -30.66307 | -30.72174 | -30.72174 | -30.72194* |
| 1  | -30.61349 | -30.57251 | -30.63944 | -30.61593 | -30.60461  |
| 2  | -30.50438 | -30.43100 | -30.40345 | -30.42487 | -30.44267  |
| 3  | -30.19221 | -30.11890 | -30.11762 | -30.12901 | -30.13812  |
| 4  | -29.83358 | -29.74970 | -29.75086 | -29.77660 | -29.77521  |
| 5  | -29.42467 | -29.33314 | -29.33314 | -29.36518 | -29.36518  |

### 3 – Modelo Vetor de Correção de Erro (VECM)

#### 3.1 – Modelo Vetor de Correção de Erro (VECM) (2000-2006)

##### Vector Error Correction Estimates

Date: 07/05/16 Time: 11:03

Sample: 2000M01 2006M11

Included observations: 83

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

| Cointegrating Eq: | CointEq1                             |
|-------------------|--------------------------------------|
| LIIPCA(-1)        | 1.000000                             |
| LCAMBIO(-1)       | -0.030358<br>(0.40564)<br>[-0.07484] |
| LSELIC(-1)        | 0.896143<br>(0.24640)<br>[ 3.63699]  |
| LCREDITO(-1)      | -1.057188<br>(0.62715)<br>[-1.68571] |
| LDIVIDA(-1)       | -2.802689<br>(0.86982)<br>[-3.22215] |

| C                 |                                      | 7.587048                             |                                      |                                      |                                      |  |
|-------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--|
| Error Correction: | D(LIIPCA)                            | D(LCAMBIO)                           | D(LSELIC)                            | D(LCREDITO)                          | D(LDIVIDA)                           |  |
| CointEq1          | -0.000557<br>(0.00282)<br>[-0.19778] | -0.103925<br>(0.04526)<br>[-2.29606] | -0.037418<br>(0.01739)<br>[-2.15123] | 0.034579<br>(0.01736)<br>[ 1.99245]  | 0.018927<br>(0.01892)<br>[ 1.00023]  |  |
| D(LIIPCA(-1))     | 0.692797<br>(0.10716)<br>[ 6.46509]  | -5.463329<br>(1.72115)<br>[-3.17423] | -0.247583<br>(0.66141)<br>[-0.37432] | -0.669025<br>(0.65995)<br>[-1.01376] | -1.709809<br>(0.71957)<br>[-2.37614] |  |
| D(LIIPCA(-2))     | -0.099174<br>(0.09708)<br>[-1.02153] | 2.989208<br>(1.55932)<br>[ 1.91700]  | 0.879187<br>(0.59922)<br>[ 1.46721]  | -0.398785<br>(0.59789)<br>[-0.66698] | 0.701068<br>(0.65191)<br>[ 1.07540]  |  |
| D(LCAMBIO(-1))    | 0.017986<br>(0.00944)<br>[ 1.90449]  | -0.174340<br>(0.15169)<br>[-1.14934] | 0.034388<br>(0.05829)<br>[ 0.58994]  | -0.098132<br>(0.05816)<br>[-1.68721] | -0.047389<br>(0.06342)<br>[-0.74726] |  |
| D(LCAMBIO(-2))    | 0.010103<br>(0.00942)<br>[ 1.07284]  | 0.076386<br>(0.15126)<br>[ 0.50500]  | 0.006793<br>(0.05813)<br>[ 0.11686]  | -0.028370<br>(0.05800)<br>[-0.48915] | -0.012331<br>(0.06324)<br>[-0.19500] |  |
| D(LSELIC(-1))     | 0.025639<br>(0.01817)<br>[ 1.41078]  | -0.437241<br>(0.29189)<br>[-1.49795] | 0.803353<br>(0.11217)<br>[ 7.16193]  | -0.056817<br>(0.11192)<br>[-0.50765] | -0.156593<br>(0.12203)<br>[-1.28319] |  |
| D(LSELIC(-2))     | 0.011152<br>(0.01887)<br>[ 0.59090]  | 0.539725<br>(0.30313)<br>[ 1.78048]  | -0.018086<br>(0.11649)<br>[-0.15525] | -0.014145<br>(0.11623)<br>[-0.12170] | 0.223180<br>(0.12673)<br>[ 1.76101]  |  |
| D(LCREDITO(-1))   | -0.051412<br>(0.02034)<br>[-2.52788] | -0.399401<br>(0.32666)<br>[-1.22269] | -0.129255<br>(0.12553)<br>[-1.02968] | 0.049750<br>(0.12525)<br>[ 0.39720]  | 0.017056<br>(0.13657)<br>[ 0.12489]  |  |
| D(LCREDITO(-2))   | 0.061457<br>(0.02101)<br>[ 2.92449]  | -0.990844<br>(0.33753)<br>[-2.93560] | 0.002605<br>(0.12971)<br>[ 0.02009]  | -0.213914<br>(0.12942)<br>[-1.65288] | -0.211351<br>(0.14111)<br>[-1.49775] |  |
| D(LDIVIDA(-1))    | -0.031701<br>(0.02081)<br>[-1.52305] | -0.416784<br>(0.33431)<br>[-1.24668] | -0.146542<br>(0.12847)<br>[-1.14065] | -0.002879<br>(0.12819)<br>[-0.02246] | -0.156717<br>(0.13977)<br>[-1.12126] |  |
| D(LDIVIDA(-2))    | 0.020537<br>(0.02072)<br>[ 0.99103]  | 0.290297<br>(0.33284)<br>[ 0.87218]  | -0.348609<br>(0.12791)<br>[-2.72550] | 0.131484<br>(0.12762)<br>[ 1.03026]  | 0.226417<br>(0.13915)<br>[ 1.62710]  |  |
| C                 | 0.002460<br>(0.00075)<br>[ 3.26925]  | 0.019334<br>(0.01209)<br>[ 1.59953]  | -0.003970<br>(0.00464)<br>[-0.85476] | 0.008580<br>(0.00463)<br>[ 1.85127]  | 0.008576<br>(0.00505)<br>[ 1.69705]  |  |
| D(R_PRIMARIO)     | 1.02E-07<br>(7.7E-08)<br>[ 1.32687]  | -6.19E-07<br>(1.2E-06)<br>[-0.49900] | 2.27E-07<br>(4.8E-07)<br>[ 0.47709]  | -1.69E-07<br>(4.8E-07)<br>[-0.35603] | 1.56E-07<br>(5.2E-07)<br>[ 0.30094]  |  |
| D(LPIM)           | 0.032605<br>(0.01293)<br>[ 2.52075]  | 0.125266<br>(0.20775)<br>[ 0.60297]  | 0.006237<br>(0.07983)<br>[ 0.07813]  | -0.055211<br>(0.07966)<br>[-0.69310] | -0.003620<br>(0.08686)<br>[-0.04168] |  |
| R-squared         | 0.694405                             | 0.349694                             | 0.759888                             | 0.285092                             | 0.293614                             |  |
| Adj. R-squared    | 0.636829                             | 0.227173                             | 0.714649                             | 0.150400                             | 0.160527                             |  |
| Sum sq. resids    | 0.000637                             | 0.164427                             | 0.024282                             | 0.024174                             | 0.028740                             |  |
| S.E. equation     | 0.003039                             | 0.048816                             | 0.018759                             | 0.018718                             | 0.020409                             |  |
| F-statistic       | 12.06070                             | 2.854150                             | 16.79737                             | 2.116614                             | 2.206178                             |  |
| Log likelihood    | 370.9730                             | 140.5295                             | 219.9082                             | 220.0924                             | 212.9128                             |  |
| Akaike AIC        | -8.601758                            | -3.048903                            | -4.961643                            | -4.966082                            | -4.793080                            |  |
| Schwarz SC        | -8.193761                            | -2.640906                            | -4.553646                            | -4.558085                            | -4.385083                            |  |
| Mean dependent    | 0.005948                             | 0.002308                             | -0.003978                            | 0.002164                             | 0.002173                             |  |
| S.D. dependent    | 0.005043                             | 0.055529                             | 0.035118                             | 0.020307                             | 0.022275                             |  |

|   |           |
|---|-----------|
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 4.73E-19  |
| Determinant resid covariance            | 1.88E-19  |
| Log likelihood                          | 1200.597  |
| Akaike information criterion            | -27.12282 |
| Schwarz criterion                       | -24.93712 |

### 3.2 – Modelo Vetor de Correção de Erro (VECM) (2000-2015)

#### Vector Error Correction Estimates

Date: 07/05/16 Time: 11:03

Sample (adjusted): 2006M12 2015M11

Included observations: 108 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

| Cointegrating Eq: | CointEq1                             |                                      |                                      |                                      |                                      |
|-------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LIIPCA(-1)        | 1.000000                             |                                      |                                      |                                      |                                      |
| LCAMBIO(-1)       | -0.883147<br>(0.24740)<br>[-3.56967] |                                      |                                      |                                      |                                      |
| LSELIC(-1)        | -0.546430<br>(0.18583)<br>[-2.94053] |                                      |                                      |                                      |                                      |
| LCREDITO(-1)      | -1.278589<br>(0.29150)<br>[-4.38624] |                                      |                                      |                                      |                                      |
| LDIVIDA(-1)       | 1.168131<br>(0.69769)<br>[ 1.67428]  |                                      |                                      |                                      |                                      |
| C                 | -3.364987                            |                                      |                                      |                                      |                                      |
| Error Correction: | D(LIIPCA)                            | D(LCAMBIO)                           | D(LSELIC)                            | D(LCREDITO)                          | D(LDIVIDA)                           |
| CointEq1          | -0.002636<br>(0.00110)<br>[-2.39815] | -0.016488<br>(0.02488)<br>[-0.66264] | 0.012710<br>(0.01023)<br>[ 1.24213]  | 0.008191<br>(0.00377)<br>[ 2.17127]  | -0.034001<br>(0.00629)<br>[-5.40132] |
| D(LIIPCA(-1))     | 0.629137<br>(0.08030)<br>[ 7.83435]  | -2.095674<br>(1.81776)<br>[-1.15289] | 0.838510<br>(0.74749)<br>[ 1.12176]  | -0.445147<br>(0.27560)<br>[-1.61519] | -0.374981<br>(0.45986)<br>[-0.81542] |
| D(LCAMBIO(-1))    | -0.004826<br>(0.00520)<br>[-0.92772] | 0.149039<br>(0.11774)<br>[ 1.26581]  | 0.015289<br>(0.04842)<br>[ 0.31577]  | -0.012136<br>(0.01785)<br>[-0.67981] | -0.082990<br>(0.02979)<br>[-2.78614] |
| D(LSELIC(-1))     | 0.001521<br>(0.00642)<br>[ 0.23689]  | 0.352709<br>(0.14537)<br>[ 2.42630]  | 0.815549<br>(0.05978)<br>[ 13.6429]  | -0.015824<br>(0.02204)<br>[-0.71794] | -0.070077<br>(0.03678)<br>[-1.90550] |
| D(LCREDITO(-1))   | 0.032014<br>(0.03116)<br>[ 1.02729]  | -0.263850<br>(0.70540)<br>[-0.37404] | 0.059763<br>(0.29007)<br>[ 0.20603]  | 0.234523<br>(0.10695)<br>[ 2.19284]  | 0.381023<br>(0.17846)<br>[ 2.13512]  |
| D(LDIVIDA(-1))    | -0.008129<br>(0.01063)<br>[-0.76436] | 0.132626<br>(0.24072)<br>[ 0.55095]  | -0.127320<br>(0.09899)<br>[-1.28620] | 0.074183<br>(0.03650)<br>[ 2.03258]  | 0.018465<br>(0.06090)<br>[ 0.30321]  |
| C                 | 0.001713<br>(0.00049)<br>[ 3.51686]  | 0.016123<br>(0.01102)<br>[ 1.46253]  | -0.004155<br>(0.00453)<br>[-0.91665] | 0.006606<br>(0.00167)<br>[ 3.95229]  | 0.001581<br>(0.00279)<br>[ 0.56673]  |
| D(R_PRIMARIO)     | -3.09E-09<br>(1.7E-08)               | -1.70E-07<br>(3.9E-07)               | -2.04E-07<br>(1.6E-07)               | -5.61E-08<br>(5.9E-08)               | -2.85E-09<br>(9.8E-08)               |

|   |                                     |                                      |                                      |                                      |                                      |            |
|---|-------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|------------|
|   |                                     | [-0.18104]                           | [-0.44009]                           | [-1.28610]                           | [-0.95789]                           | [-0.02914] |
| D(LPIM)                                 | 0.000525<br>(0.00431)<br>[ 0.12195] | -0.017976<br>(0.09752)<br>[-0.18434] | 0.005693<br>(0.04010)<br>[ 0.14196]  | -0.023848<br>(0.01478)<br>[-1.61297] | -0.026820<br>(0.02467)<br>[-1.08714] |            |
| DUMMY_DIVIDA                            | 0.001302<br>(0.00200)<br>[ 0.65231] | -0.011112<br>(0.04517)<br>[-0.24599] | -0.019218<br>(0.01858)<br>[-1.03462] | 0.000630<br>(0.00685)<br>[ 0.09195]  | -0.145660<br>(0.01143)<br>[-12.7463] |            |
| R-squared                               | 0.469894                            | 0.128170                             | 0.688600                             | 0.247422                             | 0.676038                             |            |
| Adj. R-squared                          | 0.421211                            | 0.048104                             | 0.660002                             | 0.178307                             | 0.646286                             |            |
| Sum sq. resids                          | 0.000370                            | 0.189674                             | 0.032074                             | 0.004360                             | 0.012139                             |            |
| S.E. equation                           | 0.001944                            | 0.043994                             | 0.018091                             | 0.006670                             | 0.011130                             |            |
| F-statistic                             | 9.652090                            | 1.600802                             | 24.07861                             | 3.579889                             | 22.72271                             |            |
| Log likelihood                          | 526.2710                            | 189.3620                             | 285.3344                             | 393.0940                             | 337.8002                             |            |
| Akaike AIC                              | -9.560573                           | -3.321519                            | -5.098785                            | -7.094333                            | -6.070374                            |            |
| Schwarz SC                              | -9.312228                           | -3.073174                            | -4.850440                            | -6.845988                            | -5.822028                            |            |
| Mean dependent                          | 0.004968                            | 0.005142                             | 0.000333                             | 0.005746                             | 0.000143                             |            |
| S.D. dependent                          | 0.002555                            | 0.045092                             | 0.031026                             | 0.007358                             | 0.018714                             |            |
| Determinant resid covariance (dof adj.) |                                     | 9.97E-21                             |                                      |                                      |                                      |            |
| Determinant resid covariance            |                                     | 6.13E-21                             |                                      |                                      |                                      |            |
| Log likelihood                          |                                     | 1746.950                             |                                      |                                      |                                      |            |
| Akaike information criterion            |                                     | -31.33241                            |                                      |                                      |                                      |            |
| Schwarz criterion                       |                                     | -29.96651                            |                                      |                                      |                                      |            |

### 3.3 – Modelo Vetor de Correção de Erro (VECM) (2000-2015)

#### Vector Error Correction Estimates

Date: 07/05/16 Time: 11:03

Sample (adjusted): 2000M01 2015M11

Included observations: 191 after adjustments

Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

| Cointegrating Eq: | CointEq1                             |                                      |                                     |                                      |                                      |
|-------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| LIIPCA(-1)        | 1.000000                             |                                      |                                     |                                      |                                      |
| LCAMBIO(-1)       | -0.675182<br>(0.16222)<br>[-4.16210] |                                      |                                     |                                      |                                      |
| LSELIC(-1)        | -0.519279<br>(0.13300)<br>[-3.90435] |                                      |                                     |                                      |                                      |
| LCREDITO(-1)      | -1.199833<br>(0.15186)<br>[-7.90087] |                                      |                                     |                                      |                                      |
| LDIVIDA(-1)       | 0.905291<br>(0.45785)<br>[ 1.97725]  |                                      |                                     |                                      |                                      |
| C                 | -2.784112                            |                                      |                                     |                                      |                                      |
| Error Correction: | D(LIIPCA)                            | D(LCAMBIO)                           | D(LSELIC)                           | D(LCREDITO)                          | D(LDIVIDA)                           |
| CointEq1          | -0.002853<br>(0.00133)<br>[-2.14210] | -0.043720<br>(0.02392)<br>[-1.82784] | 0.018353<br>(0.00927)<br>[ 1.97894] | 0.013479<br>(0.00676)<br>[ 1.99488]  | -0.051761<br>(0.00924)<br>[-5.60011] |
| D(LIIPCA(-1))     | 0.514220<br>(0.05826)<br>[ 8.82687]  | -3.364220<br>(1.04639)<br>[-3.21508] | 0.684923<br>(0.40571)<br>[ 1.68819] | -0.353108<br>(0.29559)<br>[-1.19458] | -0.926176<br>(0.40435)<br>[-2.29053] |
| D(LCAMBIO(-1))    | 0.004743                             | 0.047373                             | 0.080756                            | -0.077855                            | -0.124108                            |

|   |            |            |            |            |            |
|---|------------|------------|------------|------------|------------|
|   | (0.00455)  | (0.08166)  | (0.03166)  | (0.02307)  | (0.03156)  |
|   | [ 1.04317] | [ 0.58014] | [ 2.55060] | [-3.37504] | [-3.93306] |
| D(LSELIC(-1))                           | 0.009661   | 0.164120   | 0.790021   | 0.001375   | -0.020670  |
|   | (0.00655)  | (0.11760)  | (0.04560)  | (0.03322)  | (0.04544)  |
|   | [ 1.47555] | [ 1.39558] | [ 17.3262] | [ 0.04139] | [-0.45486] |
| D(LCREDITO(-1))                         | -0.059366  | -0.495533  | -0.138483  | 0.121773   | 0.136155   |
|   | (0.01498)  | (0.26915)  | (0.10436)  | (0.07603)  | (0.10401)  |
|   | [-3.96187] | [-1.84112] | [-1.32702] | [ 1.60161] | [ 1.30912] |
| D(LDIVIDA(-1))                          | -0.022299  | -0.331710  | -0.109227  | 0.013383   | -0.105399  |
|   | (0.01078)  | (0.19371)  | (0.07511)  | (0.05472)  | (0.07485)  |
|   | [-2.06774] | [-1.71245] | [-1.45432] | [ 0.24458] | [-1.40809] |
| C                                       | 0.002877   | 0.024236   | -0.003698  | 0.005895   | 0.005982   |
|   | (0.00038)  | (0.00691)  | (0.00268)  | (0.00195)  | (0.00267)  |
|   | [ 7.47660] | [ 3.50679] | [-1.37995] | [ 3.01929] | [ 2.23981] |
| D(R_PRIMARIO)                           | 6.55E-09   | -2.47E-07  | -1.25E-07  | -5.49E-08  | 8.05E-08   |
|   | (2.2E-08)  | (3.9E-07)  | (1.5E-07)  | (1.1E-07)  | (1.5E-07)  |
|   | [ 0.30185] | [-0.63372] | [-0.82642] | [-0.49800] | [ 0.53409] |
| D(LPIM)                                 | 0.007878   | 0.020044   | 0.015497   | -0.035671  | -0.006235  |
|   | (0.00521)  | (0.09355)  | (0.03627)  | (0.02643)  | (0.03615)  |
|   | [ 1.51262] | [ 0.21426] | [ 0.42725] | [-1.34983] | [-0.17249] |
| R-squared                               | 0.531516   | 0.091705   | 0.686416   | 0.151380   | 0.185046   |
| Adj. R-squared                          | 0.510924   | 0.051780   | 0.672632   | 0.114078   | 0.149224   |
| Sum sq. resids                          | 0.001325   | 0.427608   | 0.064284   | 0.034123   | 0.063852   |
| S.E. equation                           | 0.002699   | 0.048472   | 0.018794   | 0.013693   | 0.018731   |
| F-statistic                             | 25.81092   | 2.296931   | 49.79842   | 4.058227   | 5.165684   |
| Log likelihood                          | 863.3621   | 311.7068   | 492.6694   | 553.1526   | 493.3130   |
| Akaike AIC                              | -8.946200  | -3.169705  | -5.064601  | -5.697934  | -5.071340  |
| Schwarz SC                              | -8.792951  | -3.016456  | -4.911352  | -5.544685  | -4.918091  |
| Mean dependent                          | 0.005394   | 0.003911   | -0.001540  | 0.004190   | 0.001025   |
| S.D. dependent                          | 0.003859   | 0.049777   | 0.032847   | 0.014548   | 0.020307   |
| Determinant resid covariance (dof adj.) |            | 2.77E-19   |            |            |            |
| Determinant resid covariance            |            | 2.17E-19   |            |            |            |
| Log likelihood                          |            | 2748.750   |            |            |            |
| Akaike information criterion            |            | -28.25916  |            |            |            |
| Schwarz criterion                       |            | -27.40778  |            |            |            |

#### 4 – Testes de Autocorrelação

##### 4.1.1 – Teste de Autocorrelação Serial LM (2006-2015)

VEC Residual Serial Correlation LM

Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 07/05/16 Time: 12:31

Sample: 2006M12 2015M12

Included observations: 108

| Lags | LM-Stat  | Prob   |
|------|----------|--------|
| 1    | 36.27284 | 0.0676 |
| 2    | 22.62524 | 0.5994 |
| 3    | 21.12051 | 0.6859 |
| 4    | 15.50430 | 0.9288 |
| 5    | 21.69721 | 0.6532 |
| 6    | 46.84313 | 0.0051 |
| 7    | 31.37728 | 0.1768 |
| 8    | 23.99755 | 0.5195 |
| 9    | 28.62477 | 0.2799 |
| 10   | 29.26665 | 0.2529 |
| 11   | 32.95660 | 0.1322 |
| 12   | 52.85031 | 0.0009 |

---

---

Probs from chi-square with 25 df.

#### 4.1.2 – Teste de Autocorrelação Serial LM (2000-2006)

VEC Residual Serial Correlation LM

Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 07/05/16 Time: 12:30

Sample: 2000M01 2006M11

Included observations: 83

---

---

| Lags | LM-Stat  | Prob   |
|------|----------|--------|
| 1    | 22.38402 | 0.6135 |
| 2    | 33.76722 | 0.1130 |
| 3    | 22.16349 | 0.6263 |
| 4    | 28.55693 | 0.2829 |
| 5    | 20.53243 | 0.7184 |
| 6    | 27.52179 | 0.3303 |
| 7    | 33.21484 | 0.1258 |
| 8    | 13.75698 | 0.9658 |
| 9    | 25.05107 | 0.4595 |
| 10   | 23.18642 | 0.5667 |
| 11   | 28.27642 | 0.2953 |
| 12   | 38.32828 | 0.0430 |

---

---

Probs from chi-square with 25 df.

#### 4.1.3 – Teste de Autocorrelação Serial LM (2000-2015)

VEC Residual Serial Correlation LM

Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 07/05/16 Time: 12:30

Sample: 2000M01 2015M12

Included observations: 191

---

---

| Lags | LM-Stat  | Prob   |
|------|----------|--------|
| 1    | 42.17304 | 0.0172 |
| 2    | 57.03395 | 0.0003 |
| 3    | 25.02393 | 0.4610 |
| 4    | 33.90351 | 0.1100 |
| 5    | 30.03272 | 0.2231 |
| 6    | 29.04240 | 0.2621 |
| 7    | 32.39505 | 0.1469 |
| 8    | 17.74247 | 0.8531 |
| 9    | 17.56758 | 0.8602 |
| 10   | 26.63028 | 0.3746 |
| 11   | 40.20667 | 0.0278 |
| 12   | 32.48339 | 0.1445 |

---

---

Probs from chi-square with 25 df.

#### 4.2.1 – Teste de Autocorrelação Portmanteau (2000-2006)

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Date: 07/05/16 Time: 12:31

Sample: 2000M01 2006M11

Included observations: 83

---

---

| Lags | Q-Stat | Prob. | Adj Q-Stat | Prob. | df |
|------|--------|-------|------------|-------|----|
|------|--------|-------|------------|-------|----|

---

---

|    |          |        |          |        |     |
|----|----------|--------|----------|--------|-----|
| 1  | 4.267967 | NA*    | 4.320015 | NA*    | NA* |
| 2  | 16.33637 | NA*    | 16.68640 | NA*    | NA* |
| 3  | 34.88447 | 0.8615 | 35.93006 | 0.8308 | 45  |
| 4  | 62.61696 | 0.7226 | 65.06672 | 0.6445 | 70  |
| 5  | 83.68340 | 0.7902 | 87.48357 | 0.6956 | 95  |
| 6  | 109.3325 | 0.7475 | 115.1313 | 0.6085 | 120 |
| 7  | 138.2946 | 0.6408 | 146.7609 | 0.4435 | 145 |
| 8  | 150.8679 | 0.8515 | 160.6754 | 0.6840 | 170 |
| 9  | 170.4914 | 0.8967 | 182.6855 | 0.7268 | 195 |
| 10 | 188.8063 | 0.9372 | 203.5093 | 0.7807 | 220 |
| 11 | 212.8009 | 0.9323 | 231.1698 | 0.7280 | 245 |
| 12 | 244.7286 | 0.8631 | 268.4937 | 0.5145 | 270 |

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

\*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

#### 4.2.2 – Teste de Autocorrelação Portmanteau (2006-2015)

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Date: 07/05/16 Time: 12:31

Sample: 2006M12 2015M12

Included observations: 108

| Lags | Q-Stat   | Prob.  | Adj Q-Stat | Prob.  | df  |
|------|----------|--------|------------|--------|-----|
| 1    | 16.17434 | NA*    | 16.32550   | NA*    | NA* |
| 2    | 37.40464 | 0.7821 | 37.95637   | 0.7623 | 45  |
| 3    | 57.27142 | 0.8625 | 58.39078   | 0.8375 | 70  |
| 4    | 71.32306 | 0.9668 | 72.98287   | 0.9546 | 95  |
| 5    | 92.33751 | 0.9713 | 95.01743   | 0.9551 | 120 |
| 6    | 136.1456 | 0.6885 | 141.4025   | 0.5690 | 145 |
| 7    | 162.6638 | 0.6434 | 169.7585   | 0.4908 | 170 |
| 8    | 183.6788 | 0.7091 | 192.4547   | 0.5381 | 195 |
| 9    | 210.0876 | 0.6729 | 221.2644   | 0.4634 | 220 |
| 10   | 236.2259 | 0.6447 | 250.0699   | 0.3984 | 245 |
| 11   | 264.9780 | 0.5748 | 282.0825   | 0.2943 | 270 |
| 12   | 306.3827 | 0.3120 | 328.6628   | 0.0863 | 295 |

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.

df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

\*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

#### 4.2.3 – Teste de Autocorrelação Portmanteau (2000-2015)

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Date: 07/05/16 Time: 12:32

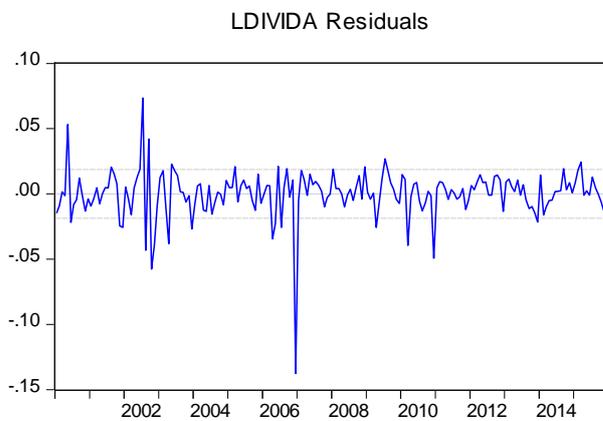
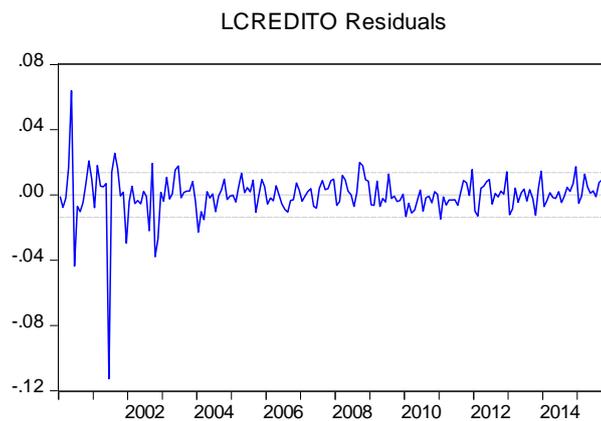
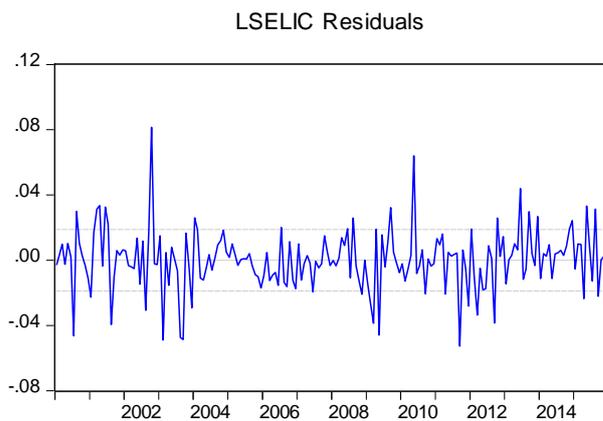
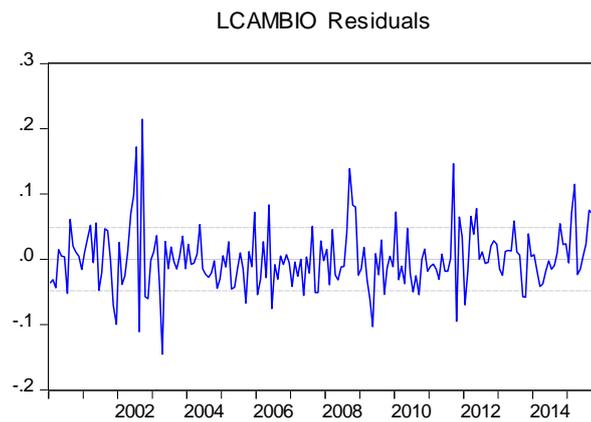
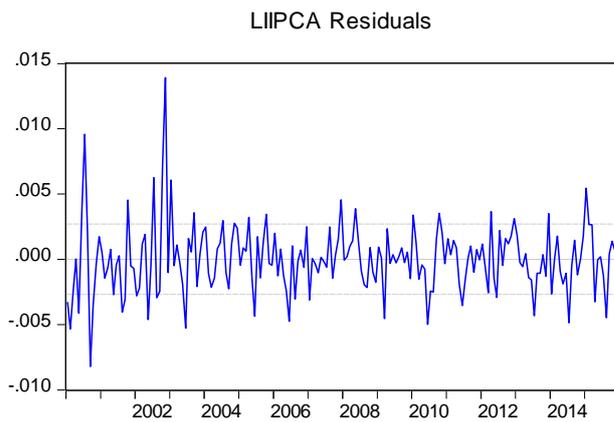
Sample: 2000M01 2015M12

Included observations: 191

| Lags | Q-Stat   | Prob.  | Adj Q-Stat | Prob.  | df  |
|------|----------|--------|------------|--------|-----|
| 1    | 12.34327 | NA*    | 12.40824   | NA*    | NA* |
| 2    | 56.92595 | 0.1094 | 57.46269   | 0.1007 | 45  |
| 3    | 80.40991 | 0.1853 | 81.32139   | 0.1672 | 70  |
| 4    | 111.7752 | 0.1151 | 113.3576   | 0.0964 | 95  |
| 5    | 140.4626 | 0.0977 | 142.8162   | 0.0762 | 120 |
| 6    | 168.9278 | 0.0849 | 172.2046   | 0.0611 | 145 |
| 7    | 199.7951 | 0.0587 | 204.2462   | 0.0375 | 170 |
| 8    | 216.6049 | 0.1380 | 221.7908   | 0.0914 | 195 |
| 9    | 233.6060 | 0.2523 | 239.6326   | 0.1733 | 220 |
| 10   | 259.5566 | 0.2498 | 267.0170   | 0.1596 | 245 |
| 11   | 295.9019 | 0.1336 | 305.5834   | 0.0672 | 270 |
| 12   | 327.1905 | 0.0956 | 338.9695   | 0.0397 | 295 |

\*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.  
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution  
\*df and Prob. may not be valid for models with exogenous variables

## 5 - Gráfico de Resíduos



## 6 – Teste de Heterodasticidade

### 6.1 – Teste de Heterodasticidade (2000-2006)

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)

Date: 07/05/16 Time: 12:34

Sample: 2000M01 2006M11

Included observations: 83

Joint test:

| Chi-sq | df | Prob. |
|--------|----|-------|
|--------|----|-------|

502.3995      390      0.0001

Individual components:

| Dependent | R-squared | F(26,56) | Prob.  | Chi-sq(26) | Prob.  |
|-----------|-----------|----------|--------|------------|--------|
| res1*res1 | 0.788423  | 8.026095 | 0.0000 | 65.43907   | 0.0000 |
| res2*res2 | 0.330438  | 1.062954 | 0.4120 | 27.42639   | 0.3872 |
| res3*res3 | 0.608589  | 3.348933 | 0.0001 | 50.51292   | 0.0027 |
| res4*res4 | 0.199712  | 0.537493 | 0.9572 | 16.57610   | 0.9213 |
| res5*res5 | 0.360462  | 1.213972 | 0.2671 | 29.91838   | 0.2710 |
| res2*res1 | 0.394192  | 1.401484 | 0.1448 | 32.71797   | 0.1704 |
| res3*res1 | 0.757375  | 6.723436 | 0.0000 | 62.86217   | 0.0001 |
| res3*res2 | 0.400373  | 1.438130 | 0.1275 | 33.23095   | 0.1555 |
| res4*res1 | 0.473722  | 1.938752 | 0.0194 | 39.31889   | 0.0454 |
| res4*res2 | 0.291401  | 0.885736 | 0.6238 | 24.18625   | 0.5653 |
| res4*res3 | 0.310851  | 0.971526 | 0.5177 | 25.80066   | 0.4741 |
| res5*res1 | 0.426741  | 1.603349 | 0.0703 | 35.41950   | 0.1029 |
| res5*res2 | 0.386312  | 1.355832 | 0.1691 | 32.06393   | 0.1910 |
| res5*res3 | 0.438836  | 1.684328 | 0.0519 | 36.42337   | 0.0842 |
| res5*res4 | 0.234703  | 0.660547 | 0.8755 | 19.48035   | 0.8155 |

## 6.2 – Teste de Heterodasticidade (2006-2015)

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Date: 07/05/16 Time: 12:34

Sample: 2006M12 2015M12

Included observations: 108

Joint test:

| Chi-sq   | df  | Prob.  |
|----------|-----|--------|
| 683.6424 | 675 | 0.4004 |

Individual components:

| Dependent | R-squared | F(45,62) | Prob.  | Chi-sq(45) | Prob.  |
|-----------|-----------|----------|--------|------------|--------|
| res1*res1 | 0.473809  | 1.240620 | 0.2138 | 51.17134   | 0.2443 |
| res2*res2 | 0.309305  | 0.616992 | 0.9546 | 33.40494   | 0.8988 |
| res3*res3 | 0.275039  | 0.522709 | 0.9881 | 29.70425   | 0.9617 |
| res4*res4 | 0.613124  | 2.183516 | 0.0022 | 66.21743   | 0.0214 |
| res5*res5 | 0.428251  | 1.031984 | 0.4491 | 46.25115   | 0.4204 |
| res2*res1 | 0.414996  | 0.977381 | 0.5269 | 44.81955   | 0.4795 |
| res3*res1 | 0.472829  | 1.235754 | 0.2180 | 51.06555   | 0.2475 |
| res3*res2 | 0.256208  | 0.474591 | 0.9951 | 27.67044   | 0.9804 |
| res4*res1 | 0.378122  | 0.837734 | 0.7318 | 40.83720   | 0.6488 |
| res4*res2 | 0.451854  | 1.135743 | 0.3179 | 48.80018   | 0.3229 |
| res4*res3 | 0.323167  | 0.657848 | 0.9290 | 34.90209   | 0.8610 |
| res5*res1 | 0.560343  | 1.755976 | 0.0199 | 60.51701   | 0.0610 |
| res5*res2 | 0.488409  | 1.315347 | 0.1574 | 52.74820   | 0.1995 |
| res5*res3 | 0.453229  | 1.142067 | 0.3108 | 48.94875   | 0.3176 |
| res5*res4 | 0.493764  | 1.343836 | 0.1394 | 53.32655   | 0.1846 |

## 6.3 – Teste de Heterodasticidade (2000-2015)

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms

Date: 07/05/16 Time: 12:34

Sample: 2000M01 2015M12  
 Included observations: 191

| Joint test: |     |        |  |  |  |
|-------------|-----|--------|--|--|--|
| Chi-sq      | df  | Prob.  |  |  |  |
| 932.6465    | 660 | 0.0000 |  |  |  |

| Individual components: |           |           |        |            |        |
|------------------------|-----------|-----------|--------|------------|--------|
| Dependent              | R-squared | F(44,146) | Prob.  | Chi-sq(44) | Prob.  |
| res1*res1              | 0.682410  | 7.129833  | 0.0000 | 130.3404   | 0.0000 |
| res2*res2              | 0.392685  | 2.145508  | 0.0004 | 75.00279   | 0.0025 |
| res3*res3              | 0.501096  | 3.332765  | 0.0000 | 95.70939   | 0.0000 |
| res4*res4              | 0.144849  | 0.562049  | 0.9858 | 27.66623   | 0.9742 |
| res5*res5              | 0.128392  | 0.488783  | 0.9965 | 24.52282   | 0.9923 |
| res2*res1              | 0.413451  | 2.338946  | 0.0001 | 78.96916   | 0.0009 |
| res3*res1              | 0.565391  | 4.316681  | 0.0000 | 107.9896   | 0.0000 |
| res3*res2              | 0.272382  | 1.242156  | 0.1712 | 52.02504   | 0.1898 |
| res4*res1              | 0.655045  | 6.300981  | 0.0000 | 125.1135   | 0.0000 |
| res4*res2              | 0.399790  | 2.210185  | 0.0002 | 76.35987   | 0.0018 |
| res4*res3              | 0.399361  | 2.206241  | 0.0002 | 76.27803   | 0.0018 |
| res5*res1              | 0.476643  | 3.022003  | 0.0000 | 91.03876   | 0.0000 |
| res5*res2              | 0.422017  | 2.422782  | 0.0000 | 80.60516   | 0.0006 |
| res5*res3              | 0.584866  | 4.674861  | 0.0000 | 111.7094   | 0.0000 |
| res5*res4              | 0.460678  | 2.834325  | 0.0000 | 87.98951   | 0.0001 |

## 7 – Teste de Normalidade

### 7.1 – Teste de Normalidade (2000-2006)

VEC Residual Normality Tests  
 Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)  
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal  
 Date: 07/05/16 Time: 12:35  
 Sample: 2000M01 2006M11  
 Included observations: 83

| Component | Skewness  | Chi-sq   | df | Prob.  |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1         | 0.340059  | 1.599685 | 1  | 0.2059 |
| 2         | 0.357718  | 1.770144 | 1  | 0.1834 |
| 3         | -0.128913 | 0.229890 | 1  | 0.6316 |
| 4         | -2.745594 | 104.2796 | 1  | 0.0000 |
| 5         | -0.262541 | 0.953501 | 1  | 0.3288 |
| Joint     |           | 108.8328 | 5  | 0.0000 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq   | df | Prob.  |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1         | 3.985371 | 3.357892 | 1  | 0.0669 |
| 2         | 5.122036 | 15.57300 | 1  | 0.0001 |
| 3         | 2.843768 | 0.084412 | 1  | 0.7714 |
| 4         | 19.66035 | 959.9202 | 1  | 0.0000 |
| 5         | 4.684135 | 9.808902 | 1  | 0.0017 |
| Joint     |          | 988.7444 | 5  | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob. |
|-----------|-------------|----|-------|
|-----------|-------------|----|-------|

|       |          |    |        |
|-------|----------|----|--------|
| 1     | 4.957577 | 2  | 0.0838 |
| 2     | 17.34315 | 2  | 0.0002 |
| 3     | 0.314303 | 2  | 0.8546 |
| 4     | 1064.200 | 2  | 0.0000 |
| 5     | 10.76240 | 2  | 0.0046 |
| Joint | 1097.577 | 10 | 0.0000 |

## 7.2 – Teste de Normalidade (2006-2015)

### VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 07/05/16 Time: 12:35

Sample: 2006M12 2015M12

Included observations: 108

| Component | Skewness  | Chi-sq   | df | Prob.  |
|-----------|-----------|----------|----|--------|
| 1         | -0.112780 | 0.228949 | 1  | 0.6323 |
| 2         | 0.685667  | 8.462511 | 1  | 0.0036 |
| 3         | 0.177350  | 0.566155 | 1  | 0.4518 |
| 4         | 0.348986  | 2.192247 | 1  | 0.1387 |
| 5         | -1.679582 | 50.77793 | 1  | 0.0000 |
| Joint     |           | 62.22779 | 5  | 0.0000 |

| Component | Kurtosis | Chi-sq   | df | Prob.  |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1         | 2.843384 | 0.110379 | 1  | 0.7397 |
| 2         | 3.998649 | 4.487848 | 1  | 0.0341 |
| 3         | 5.081840 | 19.50326 | 1  | 0.0000 |
| 4         | 3.761078 | 2.606578 | 1  | 0.1064 |
| 5         | 9.469823 | 188.3638 | 1  | 0.0000 |
| Joint     |          | 215.0718 | 5  | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df | Prob.  |
|-----------|-------------|----|--------|
| 1         | 0.339328    | 2  | 0.8439 |
| 2         | 12.95036    | 2  | 0.0015 |
| 3         | 20.06942    | 2  | 0.0000 |
| 4         | 4.798825    | 2  | 0.0908 |
| 5         | 239.1417    | 2  | 0.0000 |
| Joint     | 277.2996    | 10 | 0.0000 |

## 7.3 – Teste de Normalidade (2000-2015)

### VEC Residual Normality Tests

Orthogonalization: Cholesky (Lutkepohl)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 07/05/16 Time: 12:35

Sample: 2000M01 2015M12

Included observations: 191

| Component | Skewness | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|--------|----|-------|
|-----------|----------|--------|----|-------|

|       |           |          |   |        |
|-------|-----------|----------|---|--------|
| 1     | 0.892784  | 25.37319 | 1 | 0.0000 |
| 2     | 0.878892  | 24.58969 | 1 | 0.0000 |
| 3     | 0.113132  | 0.407427 | 1 | 0.5233 |
| 4     | -2.762760 | 242.9788 | 1 | 0.0000 |
| 5     | -2.780595 | 246.1260 | 1 | 0.0000 |
| Joint |           | 539.4752 | 5 | 0.0000 |

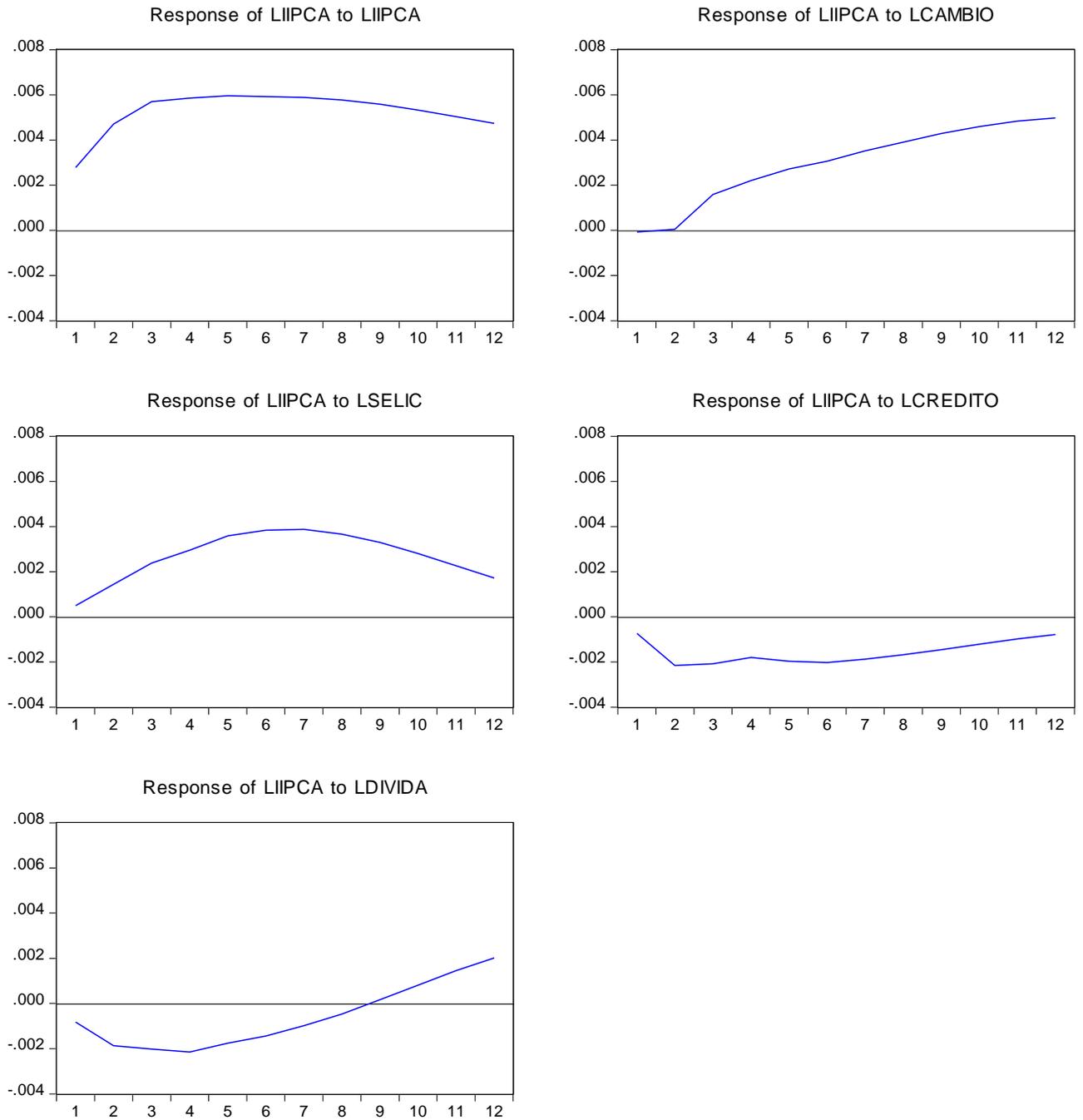
| Component | Kurtosis | Chi-sq   | df | Prob.  |
|-----------|----------|----------|----|--------|
| 1         | 7.318882 | 148.4447 | 1  | 0.0000 |
| 2         | 6.032663 | 73.19316 | 1  | 0.0000 |
| 3         | 5.562653 | 52.26388 | 1  | 0.0000 |
| 4         | 32.59328 | 6969.606 | 1  | 0.0000 |
| 5         | 24.70867 | 3750.496 | 1  | 0.0000 |
| Joint     |          | 10994.00 | 5  | 0.0000 |

| Component | Jarque-Bera | df       | Prob.  |        |
|-----------|-------------|----------|--------|--------|
| 1         | 173.8179    | 2        | 0.0000 |        |
| 2         | 97.78285    | 2        | 0.0000 |        |
| 3         | 52.67131    | 2        | 0.0000 |        |
| 4         | 7212.585    | 2        | 0.0000 |        |
| 5         | 3996.622    | 2        | 0.0000 |        |
| Joint     |             | 11533.48 | 10     | 0.0000 |

## 8 – Função de Impulso Resposta

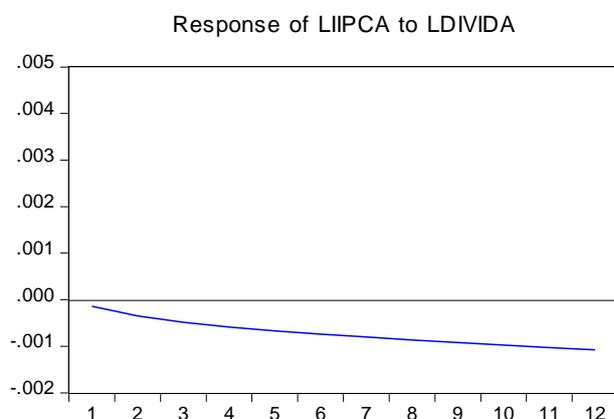
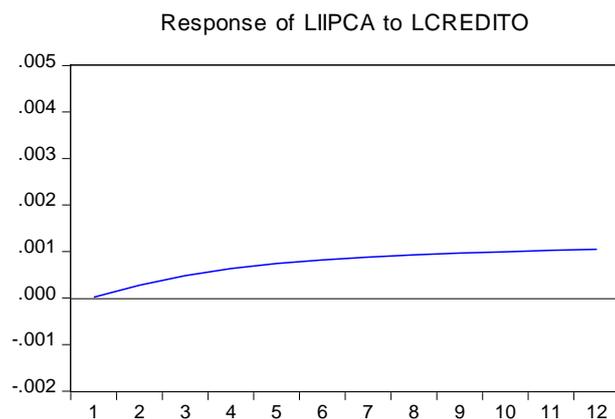
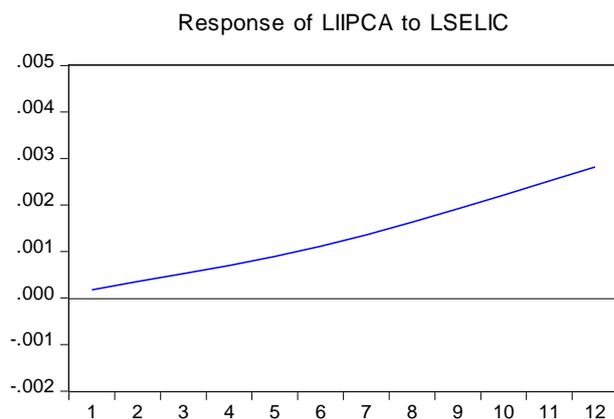
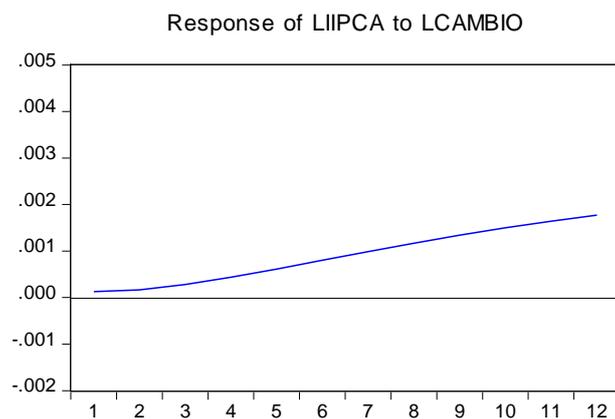
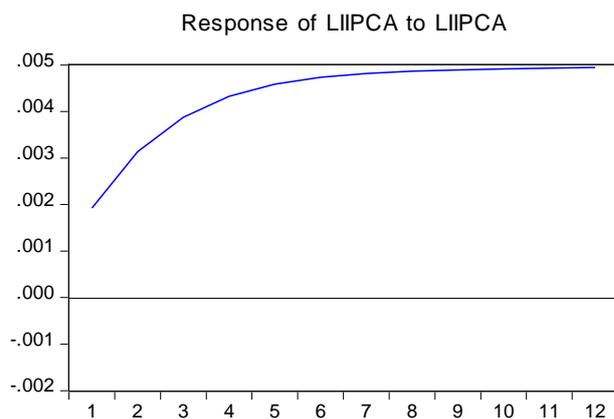
### 8.1 – Função de Impulso Resposta (2000-2006)

## Response to Cholesky One S.D. Innovations



### 8.2 – Função de Impulso Resposta (2006-2015)

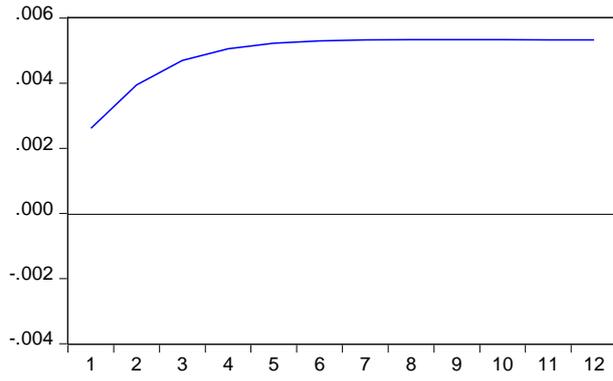
### Response to Cholesky One S.D. Innovations



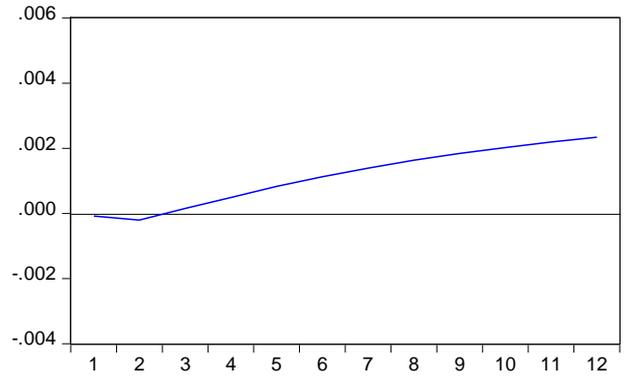
### 8.3 – Função de Impulso Resposta (2000-2015)

### Response to Cholesky One S.D. Innovations

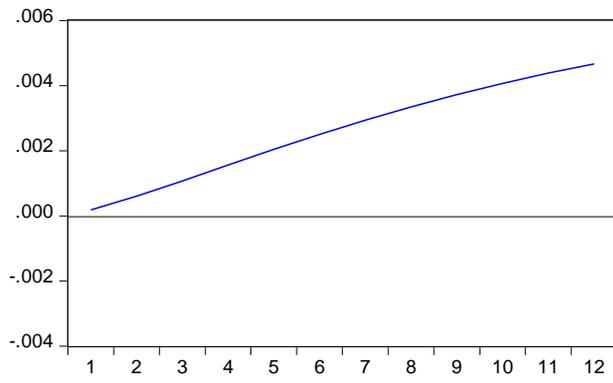
Response of LIIPCA to LIIPCA



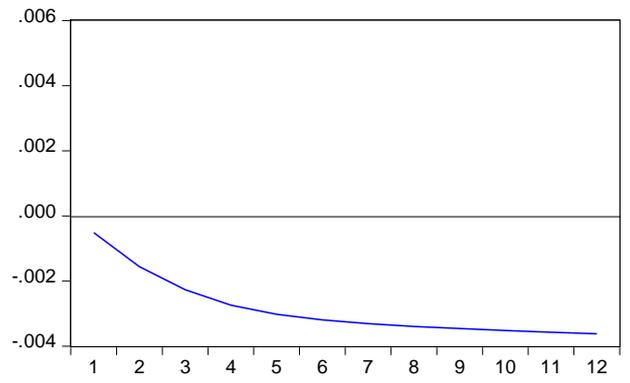
Response of LIIPCA to LCAMBIO



Response of LIIPCA to LSELIC



Response of LIIPCA to LCREDITO



Response of LIIPCA to LDIVIDA

