

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

RAYSA MAYARA RODRIGUES FERREIRA DE AMORIM

**O CANAL DE CRÉDITO DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA: EXISTE
EVIDÊNCIA DE NÃO LINEARIDADE?**

SÃO PAULO
2021

RAYSA MAYARA RODRIGUES FERREIRA DE AMORIM

**O CANAL DE CRÉDITO DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA: EXISTE
EVIDÊNCIA DE NÃO LINEARIDADE?**

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação
Getulio Vargas como requisito para a
obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de Concentração: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Emerson Fernandes
Marçal.

SÃO PAULO
2021

Amorim, Raysa Mayara Rodrigues Ferreira de.

O canal de crédito da política monetária brasileira: existe evidência de não linearidade? / Raysa Mayara Rodrigues Ferreira de Amorim. - 2021.

47 f.

Orientador: Emerson Fernandes Marçal.

Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Créditos. 2. Política monetária - Brasil. 3. Modelos econométricos. I. Marçal, Emerson Fernandes. II. Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Escola de Economia de São Paulo. III. Fundação Getulio Vargas. IV. Título.

CDU 336.77(81)

Ficha Catalográfica elaborada por: Isabele Oliveira dos Santos Garcia CRB SP-010191/O

Biblioteca Karl A. Boedecker da Fundação Getulio Vargas - SP

RAYSA MAYARA RODRIGUES FERREIRA DE AMORIM

**O CANAL DE CRÉDITO DA POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA: EXISTE
EVIDÊNCIA DE NÃO LINEARIDADE?**

Dissertação apresentada à Escola de
Economia de São Paulo da Fundação
Getulio Vargas como requisito para a
obtenção do título de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia

Data de aprovação: 21/05/2021

Banca examinadora:

Prof.Dr. Emerson Fernandes Marçal
(Orientador) FGV-EESP

Prof.Dr. Marcelo Kfoury Muinhos
FGV-EESP

Prof.Dr. Diogo de Prince Mendonça
FGV-CEMAP

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer ao meu marido pela parceria e paciência com que me ajudou a completar o mestrado, proporcionando a tranquilidade que precisava para focar nesse projeto e entendendo os meus momentos de ausência na criação do nosso filho e na rotina de casa.

Meu filho, Noah, que mesmo com três anos de idade respeitava meus momentos de estudo. Além de toda a minha família, que sempre esteve por perto se preocupando comigo e também sendo como um apoio e uma motivação a mais em vê-los orgulhosos de mim. E, sem dúvida alguma, meu agradecimento especial ao meu professor orientador Emerson Marçal que disponibilizou tempo, dedicação, inteligência e paciência.

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo avaliar empiricamente se o mercado de crédito brasileiro funciona como um propagador não linear de choques com base no artigo de Balke (2000). Isso porque em momentos de crise, o crédito parece ser uma das saídas indicadas pelos formuladores de política econômica. Para cumprir o propósito dessa pesquisa, primeiramente foi estimado um modelo autorregressivo VAR tendo como ferramental o algoritmo de seleção de variáveis *Autometrics* e o uso do *impulse indicator saturation* (IIS) para a identificação de *dummies* e *outliers*, desenvolvido por Doornik (2009). Foram ao todo quatro equações com dados de crédito, monetários (juros e inflação) e economia real entre o período de 2003 a 2020. Contudo, a análise empírica evidenciou que não se pode confirmar uma natureza não linear entre crédito e atividade econômica. Por outro lado, foi possível mapear as interdependências estatísticas entre as variáveis e avaliar a existência do canal do crédito bancário. Por fim, foi possível concluir que choques de política monetária possuem efeitos sobre a oferta de crédito e sobre o produto e o canal de crédito potencializa a resposta da economia real.

Palavras chaves: canal de crédito, transmissão de política monetária, não-linearidade, vetores autoregressivos (VAR), algoritmo *Autometrics*.

ABSTRACT

In this paper, we examine empirically whether the Brazilian credit market plays as a nonlinear propagator of shocks based on the article by Balke (2000). This is because in times of crisis, credit seems to be one of those indicated by economic policy makers. To fulfill the purpose of the research, a VAR autoregressive model was first estimated using the Autometrics variable selection algorithm and the use of the saturation indicator impulse (IIS) to identify dummies and outliers, developed by Doornik (2009). There were altogether four equations with credit, monetary and real economy data between the years 2003 to 2020. However, the empirical analysis showed that a nonlinear nature between credit and economic activity cannot be confirmed. On the other hand, it was possible to map the statistical interdependencies between the variables and to examine the existence of the bank credit channel. Finally, it was possible to conclude that monetary policy shocks have effects on the supply of credit and on the product and the credit channel enhances the response of the real economy.

Key-words: credit channel, transmission of monetary policy, nonlinearity, vector Autoregressive (VAR), Autometrics.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 – VARIÁVEIS BRUTAS, EM LOGARÍTMO NATURAL E EM PRIMEIRA DIFERENÇA.	26
FIGURA 2 – MAPEAMENTO DAS RELAÇÕES ENTRE PRODUTO, TAXA DE JUROS, SALDO DE CRÉDITO/ PIB E INFLAÇÃO COM BASE NA PRIMEIRA VERSÃO DO MODELO (VAR1)	33
FIGURA 3 – MAPEAMENTO DAS RELAÇÕES ENTRE PRODUTO, TAXA DE JUROS, SALDO DE CRÉDITO/ PIB E INFLAÇÃO COM BASE NA SEGUNDA VERSÃO DO MODELO (VAR2)	39

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – RESULTADO DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR MULTIVARIADO – MODELO 1	29
TABELA 2 – RESULTADO DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR MULTIVARIADO – MODELO 1 (CONT)	
TABELA 3 – TESTE DE ESPECIFICAÇÃO POR EQUAÇÃO E GERAL – MODELO 1	32
TABELA 4 – TESTE DE LINEARIDADE – MODELO 1	32
TABELA 5 – RESULTADO DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR MULTIVARIADO – MODELO 2	34
TABELA 6 – RESULTADO DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR MULTIVARIADO – MODELO 2 (CONT)	35
TABELA 7 – COMPARATIVO DAS ESTIMATIVAS ENTRE OS MODELOS VAR1 E 2	36
TABELA 8 – TESTE DE LINEARIDADE – MODELO 2	37
TABELA 9 – TESTE DE ESPECIFICAÇÃO POR EQUAÇÃO E GERAL – MODELO 2	38

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	11
2. REVISÃO DE LITERATURA.....	15
2.1. LITERATURA EMPÍRICA	19
3. METODOLOGIA.....	21
3.1. MODELOS DE VETORES AUTORREGRESSIVOS - VAR.....	21
3.2. AUTOMETRICS.....	22
3.3. TESTE DE LINEARIDADE	24
3.4. DADOS	25
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	27
4.1. PRIMEIRA VERSÃO DO MODELO VAR	27
4.2. SEGUNDA VERSÃO DO MODELO VAR	34
4.3. COMPARATIVO E EXTENSÕES	39
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	42
6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	44

1. INTRODUÇÃO

O sistema bancário tem um papel fundamental na dinâmica econômica, uma vez que as instituições são capazes de criar crédito independente de depósitos prévios, através da criação de moeda bancária (Keynes, 1937). Nesse sentido, ao conceder crédito a diferentes grupos de consumidores, os bancos estabelecem o volume e as condições sob os quais esse crédito é ofertado e garantem o crescimento do nível de investimentos na economia.

No Brasil, somente a partir do Plano Real com a estabilização da moeda e o controle da inflação que o mercado de crédito brasileiro começa a ganhar alguma relevância. Nos anos posteriores, as mudanças institucionais como o acordo de Basileia e Resolução nº 2.682/99¹ do Banco Central do Brasil, o ambiente econômico e a queda na taxa de juros propiciaram um enorme potencial de ganho com a ampliação do crédito para as pessoas físicas. As modalidades indutoras dessa trajetória foram: crédito pessoal, o crédito consignado, o financiamento de veículos e o maior uso do limite do cartão de crédito. Além disso, se destacaram a regulamentação do crédito consignado em 2003² e a aprovação da lei de falências em 2005³.

De acordo com os dados disponibilizados pelo Banco Central do Brasil, entre o período de janeiro de 2003 a janeiro de 2020, o saldo das operações de crédito em relação ao PIB cresceu 82%, ao passar de 25,5% para 46,7%. Além disso, no período da primeira onda do Coronavírus (covid-19) somado aos efeitos do *lockdown* entre março e dezembro de 2020, o indicador passou a apresentar o patamar de 54,2%, mostrando assim a força do mercado de crédito na economia.

Segundo Bernanke, Gertler e Gilchrist (1996), as condições financeiras quando saudáveis ajudam uma economia moderna a utilizar todo seu potencial, isso porque muitas firmas acabam se voltando para o mercado financeiro ou para as instituições financeiras como facilitador para expandir suas plantas de fábrica, aumentar a quantidade de trabalhadores ou começar um projeto inovador, já as famílias muitas vezes recorrem à hipoteca para financiar os estudos dos filhos. Ainda segundo um dos autores: “Por essa razão, uma das prioridades críticas das

¹ A resolução dispõe sobre os critérios de classificação das operações de crédito bem como a regra de provisionamento a partir dos créditos em atraso.

² Medida provisória 130 em 17/09/2003 e posteriormente incorporado na Lei nº 10.820 de 17/12/2003

³ Lei nº 11.101 de 09/02/2005.

economias em desenvolvimento é estabelecer um sistema financeiro moderno e em bom funcionamento” (Bernanke, 2007, p.2).

Na prática, os bancos ao conceder crédito atuam com base em suas expectativas em relação ao desempenho da economia, suas perspectivas de rentabilidade, pelas condições de liquidez, o risco dos tomadores e ao comportamento das autoridades monetárias, mas não respondem passivamente à demanda ou aplicações bancárias e nem mesmo ao comando do Banco Central. Em outras palavras, os bancos operam em uma economia sob-restrições semelhantes à de qualquer outro agente econômico e com incertezas futuras em relação à maturidade de seus investimentos (ativos) e empréstimos (passivo).

Nos períodos de expectativas otimistas, os bancos concedem crédito sem exigir garantias e podem subestimar os riscos envolvidos, caso contrário poderiam perder fatias do mercado para seus concorrentes. Em contrapartida, em períodos de crise, a recusa dos bancos comerciais em conceder crédito para projetos potencialmente lucrativos, ocasionaria uma escassez de recursos, podendo assim limitar o investimento planejado das empresas e o consumo pelas famílias. Dessa forma, segundo Freitas (2009), a evolução do crédito tende a ter um caráter pró-cíclico principalmente se o sistema bancário for essencialmente composto por instituições privadas.

Diversos autores realizaram testes empíricos com o objetivo de entender a relação entre o crédito, crescimento econômico e política monetária. Destacam-se na literatura estrangeira os trabalhos elaborados por Bernanke e Gertler (1989), Ramey (1993), Friedman e Kuttner (1992, 1993), Kashyap, Stein e Wilcox (1993). Já no Brasil, autores como Sobrinho (2003) e Silva (2007) também buscaram analisar essas evidências e confirmar se o canal de crédito tem um papel importante na política monetária e conseqüentemente no produto. O fator semelhante a todos eles diz respeito à utilização de relações lineares na estimação.

Nessa linha, mas não limitado a linearizar as relações entre os aspectos econômicos, Balke (2000) analisou como as mudanças no regime de crédito podem ser endógenas a choques de outras variáveis e, desse modo, haveria uma relação não linear no comportamento do produto a depender dos níveis de crédito de uma economia. Tal alternativa metodológica está associada à hipótese da existência de

equilíbrios múltiplos, ou seja, é possível que haja mais de uma configuração de estabilidade macroeconômica e, por isso, se faz necessário essa identificação.

Foi inspirado nesse estudo que se examinou a existência da interação não linear entre as condições do mercado de crédito, política monetária e atividade econômica no período compreendido entre 2003 a 2020 na economia brasileira. Nesse sentido, pretende-se contribuir com o estudo do mecanismo de transmissão de política monetária no Brasil a partir de outro ponto de vista, no caso, a não linearidade das relações econômicas bem como confirmar a hipótese na qual a política monetária afeta a economia real via mercado de crédito em dados mais atualizados.

Além disso, essa discussão se dá no momento em que a crise trazida pelo coronavírus (covid-19) desperta discussões acerca do uso do crédito como um dos importantes impulsionadores para a atividade econômica, além da taxa de juros apresentar o patamar mais baixo de toda história brasileira. No Brasil, o congresso nacional passou a discutir ações de redução de taxa de juros no caso dos produtos rotativos, revisão das regras de margem de consignado⁴, ajuda do governo via bancos públicos e privados para as empresas e, por fim, postergação da inclusão dos nomes dos devedores nos *bureaus* de crédito com o objetivo de fomentar o crédito bancário para pessoas físicas e jurídicas.

A metodologia escolhida foi o método de autorregressão vetorial multivariado (VAR) conjuntamente com o algoritmo *Autometrics* de seleção automática de modelos em mínimos quadrados ordinários (MQO), desenvolvido por Doornik (2009). Essa abordagem permite a inclusão de inúmeras variáveis potenciais capazes de explicar o fenômeno de interesse, isso porque utiliza diferentes caminhos através da técnica de árvore de decisão ao mesmo tempo em que avalia as consistências estatísticas e realiza testes de diagnóstico. Além disso, utilizou-se o teste de Índice de não linearidade para validar a hipótese de que as relações entre o mercado monetário, de crédito e produto se dão de forma linear.

Foram ao todo dois modelos cada um com quatro equações com dados de crédito, monetários (juros e inflação) e economia real entre o período de 2003 a 2020. A diferença principal entre eles é a proxy do produto, uma vez que no primeiro utilizou-se a informação de Produção Física da Indústria Geral do Brasil (PIM) e o

⁴ Atualmente, o tomador pode comprometer até 30% da renda nessa modalidade de crédito.

segundo o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br). Por meio desses modelos, não se pode comprovar através do teste de Índice a existência de não linearidade na condução da política monetária, mercado de crédito e produto. Mesmo assim, buscou-se mapear as interdependências estatísticas entre as variáveis, a sequência temporal dos choques e entender se o canal de crédito pode ser observado pelas equações reduzidas e estimadas através dos modelos VAR.

Esse trabalho está estruturado em cinco seções. A primeira seção é a introdução do tema. A segunda consiste na revisão da teoria econômica a cerca do canal de crédito bem com o levantamento de estudos empíricos já desenvolvidos nesse tema. Na seção seguinte apresentam-se a metodologia e os dados utilizados. Na quarta seção, os resultados são apresentados e discutidos e, por fim, a seção 5 abordará as considerações finais bem como as limitações e extensões do trabalho.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Há na literatura o consenso claro de que a política monetária é uma ferramenta poderosa sobre a economia real. Entretanto, conforme colocado por Mishkin (1995), é preciso que as autoridades monetárias tenham uma avaliação correta dos efeitos da política e também a compreensão dos mecanismos, caso contrário, podem ter resultados inesperados ou consequências indesejáveis a sociedade.

O principal mecanismo de transmissão da política monetária é a taxa de juros e é possível encontrá-la nas análises keynesianas pelo conhecido modelo IS-LM desenvolvido por Hicks em 1937. Esse processo se dá com alterações na política monetária que afetam o lado real da economia através de mudanças induzidas na taxa nominal de juros de curto prazo, isso porque os agentes de política monetária ao alterar a taxa de juros passam a influenciar os custos de capital e consequentemente afetar os investimentos das empresas e o consumo das famílias, impactando a demanda agregada e, portanto, o produto (MISHKIN, 1995).

Segundo Claus e Grimes (2003), o teorema de Modigliani e Miller (1958) permitiu que os economistas desprezassem as condições do mercado de crédito nesse processo de transmissão de política monetária, isso porque os modelos macroeconômicos desenvolvidos se baseavam no funcionamento das operações do mercado financeiro através dos indicadores de preços (taxa de juros, taxa de câmbio e preço das ações) e não pela quantidade de ativos presentes nesses mercados (base monetária, crédito bancário, oferta de títulos do governo). Além disso, com base na teoria econômica, os pesquisadores demonstraram que os mercados financeiros são perfeitamente competitivos, ou seja, sem custo nas transações e as decisões de investimento de uma empresa são independentes da fonte de financiamento.

Essa visão apresentada pela teoria tradicional permanece controversa na literatura, uma vez que, após choques de política monetária alguns trabalhos empíricos tiveram dificuldade em mensurar os efeitos no custo de capital e na taxa de juros no longo prazo ao mesmo tempo em que se observavam impactos na demanda agregada. Além disso, experiências práticas e pesquisas formais destacam o papel crucial dos fatores financeiros na economia, seja transformando

uma ideia em um empreendimento comercial bem sucedido, seja dando suporte à modernização de uma planta de fábrica ou mesmo financiando a educação dos filhos de uma família através das hipotecas (BERNANKE E GERTLER, 1995).

Segundo Bernanke e Gertler (1995) e Bernanke (1997), essas lacunas ou “caixa preta” se devem a fricções no mercado de crédito e, nesse sentido, o modelo tradicional peca ao desconsiderar as imperfeições decorrentes da assimetria de informação e seleção adversa existentes nesse mercado. Em um cenário de racionamento de crédito, a política monetária pode ter efeitos reais sem alterar as taxas de juros de empréstimo. Um exemplo de como a política monetária não afeta apenas a taxa de juros é o prêmio de financiamento externo (spread) que se dá pela diferença entre o custo de financiamento externo (emissão de ações ou títulos de dívida) e o custo de oportunidade (fluxos de caixa gerados internamente/lucros) e a consequência ao considerar esse efeito, seria a ampliação ou propagação do choque de política monetária.

Para esclarecer a ordem dos acontecimentos, na visão de crédito um aumento de juros via política monetária acaba criando uma piora na saúde da empresa tanto em termos de receita líquida (receita – custo) quanto de patrimônio líquido. Dessa forma, o primeiro se deve ao aperto monetário ocasionar queda da receita via desaceleração da economia e no aumento das despesas com os juros e o segundo acaba sofrendo com o desconto dos ativos da empresa com base nessa taxa de juros mais alta. Entretanto, é preciso incluir o efeito sobre o prêmio de financiamento externo pago pela empresa, já que os tomadores de empréstimo passam a ter um aumento acima da taxa livre de risco e consequentemente, acaba ocorrendo uma redução demanda agregada além daquela esperada pelo aperto da política monetária (PEEK e ROSENGREEN, 2013).

Nesse sentido, todas essas lacunas fizeram com que a literatura acerca do mecanismo de transmissão de política monetária passasse a abordar visões alternativas quanto ao canal propagador dos efeitos reais, sendo um deles o “canal de crédito”. Segundo Walsh (1998), uma vez que os ativos financeiros não podem ser considerados substitutos perfeitos, o perfil socioeconômico dos devedores não é homogêneo, já que alguns consumidores são mais sensíveis à economia que outros e, por fim, o capital privado não é afetado somente pelo custo de capital, ou seja, as

informações não são perfeitas e existe assimetria de informação, desse modo, as visões deixam de ir ao encontro dos pilares tradicionais.

Bernanke e Gertler (1995) identificaram dois mecanismos pelo qual o “canal de crédito” afeta o prêmio de financiamento externo e, conseqüentemente a propagação do choque da política monetária são eles: i) o canal amplo do crédito ou canal de balanço patrimonial (*balance sheet channel*) e ii) o canal de empréstimos (*lending channel*); Entretanto, isso não significa que foi criado um modelo alternativo para a visão tradicional, Bernanke e Blinder (1988) incluíram no próprio modelo IS-LM⁵ a variável de empréstimo bancário junto com os ativos de “moeda” e “títulos”.

O primeiro está intimamente relacionado ao acelerador financeiro e relaciona os balanços contábeis das empresas e as decisões de ofertar ou não o crédito pelos bancos e parece ser mais difundido entre os economistas, já o segundo diz respeito à relação do nível de oferta de crédito bancário e a transmissão da política monetária, nesse sentido supõe-se que os bancos comerciais desempenham um papel central nesse canal já que possuem a capacidade de restringir crédito para um perfil específico de tomadores.

No canal amplo do crédito ou canal de balanço patrimonial, um aperto na política monetária (aumento de juros) provoca uma piora da saúde das empresas tanto em termos de lucro líquido como de patrimônio líquido. O primeiro é prejudicado porque os custos de juros aumentam e as receitas futuras se deterioram à medida que a política monetária mais rígida desacelera a economia, já o segundo está relacionado ao desconto do fluxo de caixa pelo cenário de aperto e o fluxo de caixa em nível mais baixo. Esquemáticamente, tem-se:

$$\begin{aligned} M \downarrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow \text{Fluxo de caixa e Preços de ativos} \downarrow \Rightarrow \text{Assimetria de informação} \\ \Rightarrow \text{Prêmio} \uparrow \Rightarrow \text{Fundos} \downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow \end{aligned}$$

No canal do empréstimo bancário é atribuído um papel especial aos bancos como intermediários financeiros na estrutura financeira da economia e, desse modo, as ações de política monetária além de afetar as reservas bancárias, também desloca a oferta de crédito bancário tanto em relação a ajustes nas taxas de juros como nas contas patrimoniais dos bancos (lado do passivo).

⁵ Foi chamado de IS-LM modificado.

Assim uma política monetária que visa à contração da demanda agregada ($M \downarrow$) acaba por reduzir as reservas e depósitos à vista e consequentemente, o volume de empréstimos concedido ($D/E \downarrow$) e aumenta a taxa nominal de juros ($i \uparrow$). Consequentemente com menos recursos disponíveis no mercado, o prêmio a ser pago pelas empresas que dependem de financiamento externo aumenta e reduz o nível de investimento e de produto real.

Essa lógica sugere que o impacto não é somente no mercado de depósitos através do efeito de liquidez, mas também sobre a atividade produtiva. Segundo Silva (2008), a chave para o entendimento do canal de crédito se dá pela falta de substitutos perfeitos tanto do lado do ativo como do lado do passivo do balanço dos bancos. Dessa forma, a falta de um substituto por parte dos tomadores implica uma variação na oferta de crédito e esse fenômeno passa a ter um caráter independente sobre o gasto agregado.

Segue de forma esquemática, o efeito da política monetária pelo canal de empréstimo bancário:

$$M \downarrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow \text{Depósitos bancários} \downarrow \Rightarrow \text{Empréstimos Bancários} \downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

As condições para esse canal funcionar se deve a falta de alternativa a empréstimos oferecidos pelos bancos e a limitação dos depósitos à vista traduzir-se em menor volume emprestado, tornando dessa forma os empréstimos praticamente inelásticos.

Segundo Claus e Grimes (2003), o canal de empréstimo bancário é mais importante em pequenas economias abertas visto o que aconteceu durante a crise asiática na segunda metade da década de 90. Os bancos foram incapazes de fomentar as garantias para que os importadores pudessem prover insumos do mercado estrangeiro e essa interrupção na oferta do crédito foi um dos principais responsáveis pelo aprofundamento da recessão. Além disso, a desregulamentação e inovações financeiras possuem baixa probabilidade de melhorar materialmente a capacidade das empresas em tomar empréstimo nessas economias, uma vez que, o problema da informação é aumentado por assimetria nas informações adicionais.

Em ambos os canais, o efeito monetário é ampliado devido a uma mudança nos empréstimos, mas cada um tem uma forma de operar diferente.

Consequentemente, a maioria da literatura estima os canais de forma isolada ou tratam como um mesmo canal, conforme Black e Rosen (2007).

2.1.LITERATURA EMPÍRICA

Diversos autores têm trabalhado com a hipótese da existência de não linearidade nos modelos macroeconômicos, principalmente quando se trata de modelos que implicam mudança de regime, ou seja, respostas assimétricas a choques. Essa identificação é importante, pois permite um melhor entendimento dos efeitos após mudanças nas taxas de juros sobre outras variáveis macroeconômicas, além de analisar corretamente a tendência e o patamar da natureza dessas relações.

Segundo Balke (2000), a evidência empírica da importância das condições de crédito para as flutuações econômicas agregadas é variada. E uma das razões poderia estar na metodologia em utilizar regressões lineares ou vetor autoregressivos lineares, isso porque esse tipo de série tem dificuldade em detectar o crédito como um propagador não linear dos choques. Ele utilizou um modelo TVAR (vetor autoregressivo com limiares) a fim de capturar não linearidade semelhante a um regime switching, assimetria e equilíbrios múltiplos. Para tal foi considerado no modelo a variável de crescimento do produto, inflação, taxa de juros do títulos do tesouro americano e três informações alternativas do crédito, são elas: o spread entre o título de curtíssimo prazo privado e o título de curto prazo do tesouro americano, o mix de empréstimos bancários no financiamento externo das firmas e a diferença entre as taxas de crescimento da dívida de curto prazo de pequenas e grandes firmas.

Nessa mesma linha, Avdjieva and Zeng (2014) examinaram como as interações não lineares no mercado de crédito, política monetária e atividade econômica real mudam conforme a economia se movimenta a cada fase diferente do ciclo de negócios. E, para tanto, foram utilizadas as seguintes variáveis: crescimento real do produto, inflação, taxa de juros dos títulos americanos e spread entre os títulos corporativos de rating Baa e os títulos do governo e diferentemente de Balke (2000), os autores utilizaram para *proxy* de crédito, o volume de crédito

agregado⁶. Os resultados mostraram uma forte evidência que as interações estudadas mudam significativamente com base na mudança da economia de um estágio para outro.

Para o Brasil, em especial, há o trabalho Fonseca e Oreiro *et.al* (2015) em que se analisam a hipótese de não lineardade da política momentária brasileira após o regime de metas de inflação e coletam evidências através de vetores autoregressivos com mudanças markovianas (MS-VAR) dois regimes bem definidos e persistentes, validando assim a hipótese inicial.

⁶ Calculado como a soma real do passivo total do mercado de crédito de empresas não financeiras e famílias

3. METODOLOGIA

O objetivo desta seção é apresentar a metodologia e os dados que darão suporte para a análise da natureza das interações entre as condições de crédito (oferta), política monetária e atividade econômica. Inicialmente, foi realizada a estimação de modelos VAR com o auxílio do algoritmo de seleção automática de modelos, o *Autometrics*.

Com base nessa conciliação entre modelo teórico e ferramental de big data, o objetivo principal se dá em verificar a relação de linearidade entre os dados agregados de crédito, produto, inflação e juros. Assim, caso o resultado aponte a presença de não-linearidade, o estudo seguirá com o emprego de um modelo vetorial autorregressivo de limiar (TVAR), conforme trabalho de Balke (2000). Nesse sentido, os choques monetários podem ter efeitos dependentes das condições financeiras da economia (crise x crescimento econômico) e por isso, não são lineares. Caso contrário, seguiremos com a caracterização das relações e das evidências da existência ou não do canal de crédito na economia brasileira.

3.1. MODELOS DE VETORES AUTORREGRESSIVOS - VAR

Um modelo do tipo vetor autoregressivo VAR é utilizado quando queremos caracterizar interações simultâneas entre um grupo de variáveis. Quando o debate empírico acerca do mecanismo de ligação entre dinheiro e atividade econômica se iniciou com Friedman e Meiselman (1963) e Andersen e Jordon (1968), a dúvida pairava em relação à especificação das regressões, isso porque se a moeda fosse uma informação endógena não seria possível haver conclusões de causalidade. Para resolver tal problema, os estudos empíricos passaram a adotar o modelo de regressão vetorial autoregressivo (VAR) de forma reduzida desenvolvido por Sims em 1984 (CLAUS e GRIMES, 2003).

De acordo com Bernanke e Gertler (1995), apesar do VAR ter uma natureza de “caixa preta”, por não envolver interpretação econômica dos relacionamentos entre as variáveis nela descritas, revela-se particularmente útil quando o objetivo primário da investigação empírica é o de derivar unicamente as interdependências estatísticas dinâmicas entre um conjunto de variáveis. Não obstante, segundo

Matsumoto (2000), grande parte dos trabalhos recentes tem recorrido pela utilização do VAR, uma vez que parece ser uma ferramenta de avaliação empírica do mecanismo de transmissão e não demanda uma completa especificação da estrutura da economia mesmo onde não haja determinação exata acerca do caminho percorrido pelo impulso monetário. Além disso permite extrair a elasticidade de impulso para k períodos de antecedência, possibilitando assim a avaliação da variável frente a choques.

Usando uma notação matricial, um modelo VAR pode ser descrito como:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_0 z_{t-1} + B_p y_{t-r} + u_t \quad (1)$$

Na qual y é um vetor $n \times 1$ que inclui as variáveis endógenas do modelo; z é um vetor $m \times 1$ cujos elementos são variáveis exógenas do modelo; A_0 é um vetor $n \times 1$ vetor de interceptação; A_1, \dots, A_p são $n \times n$ matrizes de coeficientes que associam valores defasados de variáveis endógenas a seus valores atuais; B_1, \dots, B_p são $n \times m$ matrizes de coeficientes que associam valores atuais de variáveis exógenas a valores de variáveis endógena; e u_t é um vetor $n \times 1$ de distúrbios aleatórios $IID \sim (0, \Sigma)$. Esses distúrbios ou choques estruturais são independentes e não correlacionados entre si.

3.2. AUTOMETRICS

Os modelos VAR foram estimados através do algoritmo de seleção automática *Autometrics* por meio da ferramenta Oxmetrics 8.0. A escolha por esse método se deve por ser capaz de encontrar uma gama de modelos diferentes entre si em que todos são razoavelmente bons e contribuir com informações adicionais. Segundo Doornik (2008), um exemplo é o modelo feito por Ericsson e Kamin (2007) na qual se compara dois modelos pela técnica de seleção automática de modelo e observaram que o desempenho foi marginal em comparação com a modelagem manual, entretanto a técnica adicionou maior robustez e objetividade.

Esse método teve sua origem na *London School of Economics* e ganhou importância na econometria devido ao aumento da quantidade de dados disponíveis.

Isso porque, os métodos tradicionais como R^2 e critérios de informação tornam-se praticamente inviáveis em grande volume de dados, uma vez que se houver k variáveis candidatas haverá 2^k modelos finais possíveis.

Ele se baseia numa modelagem que parte de um modelo geral para um específico. Esse direcionamento é denominado Gets (*General-to-specific*) e utiliza procedimentos estatísticos para avaliar a relevância das variáveis, eliminando as variáveis não significativas gradualmente. Dessa forma, o modelo geral inicia-se superparametrizado, contendo mais defasagens do que seria necessário e progressivamente o modelo é reduzido a partir de uma sequência de testes de simplificação não sendo necessário assim percorrer todas as combinações possíveis de modelos (2^k , onde k =números de variáveis).

Segundo Doornik (2009), o primeiro e mais óbvio princípio é que se a retirada da variável ao longo de cada caminho do modelo falhar ou reduzir a performance do modelo com base nos testes de backtest, então o caminho é inválido. E toda a decisão pela poda de cada ramo da árvore do algoritmo se dá pelo nível de significância do α , isto é, com base nesse critério que a decisão de exclusão da variável acontece. Além disso, o algoritmo tenta eliminar grupos de variáveis ao invés de uma única por vez, tornando assim mais eficiente.

Contudo, o modelo final deve apresentar testes de diagnóstico que minimizem problema de viés, especificação econométrica e eficiência, são eles:

- a) Teste de autocorrelação AR 1-7 (Teste de Portmanteau): Hipótese nula: ausência de correlação serial até a 7ª defasagem.
- b) Teste de normalidade dos resíduos (Jarque-Bera) - Hipótese nula: os resíduos do modelo seguem uma distribuição normal.
- c) Teste de heterocedasticidade condicional autoregressiva (ARCH test) - Hipótese nula: ausência de heterocedasticidade condicional.
- e) Teste de heterocedasticidade (Hetero-X test) – resíduos ao quadrado e produtos cru-zados (Teste de White): Hipótese nula: variância constante ou resíduos homocedásticos.

Para tratar a presença de múltiplos *outliers* e pontos de ruptura estrutural nas séries, consequências diretas dos planos de estabilização adotados, choques e acontecimentos relevantes como a greve dos caminhoneiros, foi utilizado o método de dummies de saturação através do *impulse indicator saturation* (IIS). Esse

procedimento foi proposto por Hendry e Johansen (2008) e Johansen e Nielsen (2009) onde se adota T indicadores de impulso $1_{(i=t)}$, $t = 1, \dots, T$ ao conjunto de variáveis candidatas, ou seja, para cada período de tempo da amostra é acrescentado uma dummy com conteúdo 0 ou 1.

Em resumo, nesse trabalho a seleção do modelo foi feita de forma rigorosa considerando $\alpha=1\%$ (opção *tiny* do *Autometrics*). Os modelos gerais irrestritos (MGI) contemplam as 4 variáveis exógenas com até 25 defasagens. Adiciona-se ainda a opção de inclusão de constantes sazonais centradas com média zero (CSeasonal), cujo objetivo é a identificação de possíveis efeitos de sazonalidade e também o método de dummies de saturação (IIS – *Impulse Indicator Saturation*). E, por fim, após a estimação dos modelos VARs foram realizados os testes adequados para confirmar a confiabilidade dos resultados.

3.3. TESTE DE LINEARIDADE

O teste de Índice de não linearidade (*Index test non-linearity*) pode ser calculado para determinar se a especificação do modelo deve incluir funções não lineares. Castle e Hendry (2010) demonstraram que nesse teste o principal conjunto de possíveis regressores lineares são calculados juntamente com suas funções não lineares (quadráticas, cúbicas e exponenciais). Além disso, foram encontradas evidências de que o teste de Índice teve resultados melhores do que os testes de expansão de Volterra e RESET.

Seja x_t as variáveis regressoras candidatas, onde $x_t \sim D_n[\mu, \Omega]$ e Ω é simétrico e matriz de covariância e variância positiva e definida. Ao fatorizar $\Omega = H\Lambda H$, onde H é a matriz de pesos dos vetores de Ω e Λ o correspondente dos pesos dos vetores, assim como $H'H = I_n$. Para $\Lambda^{-1/2}H'\Omega\Lambda^{-1/2} = I_n$, então $Z_t = \Lambda^{-1/2}H'(x_t - \mu) \sim D_n[0, I]$, assim $u_{1,i,t} = z_{i,t}^2$; $u_{2,i,t} = z_{i,t}^3$ e $u_{3,i,t} = z_{i,t}e^{-|z_{i,t}|}$. Por isso, o teste de hipótese nula se dará quando $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$, onde:

$$y_t = \beta_0 + \beta'x_t + \delta'_1u_{1,t} + \delta'_2u_{2,t} + \delta'_3u_{3,t} + \varepsilon_t$$

3.4. DADOS

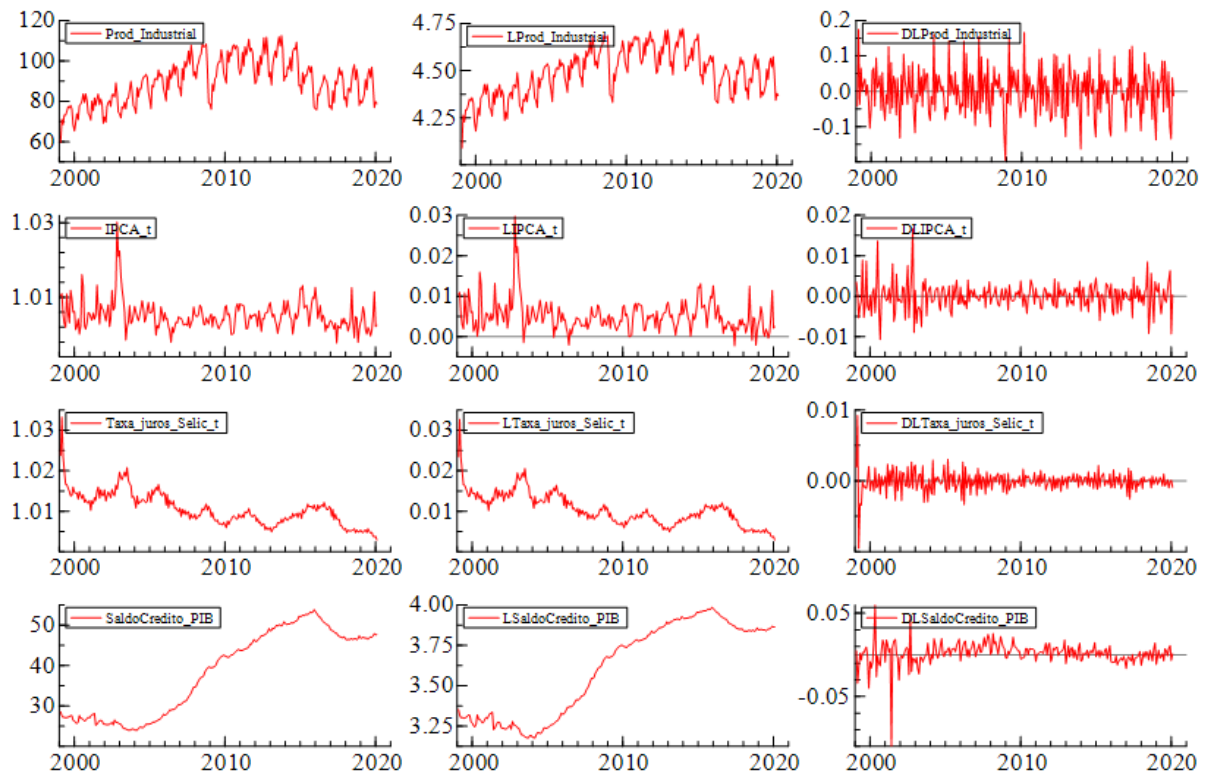
A base de dados a ser utilizada consiste da coleta de séries mensais obtidas junto a instituições como o IBGE através do Sistema de Recuperação Automática-SIDRA, do IPEADATA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada) e Banco Central do Brasil através do Módulo Público do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS). As informações utilizadas foram Produção Física Industrial do Brasil⁷ (PIM) e o índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) como proxys do PIB (produto interno bruto), índice geral de preços (IPCA), taxa de juros (SELIC) e saldo de crédito em relação ao PIB. Segundo estudo desenvolvido pelo Banco Central do Brasil (2018), tanto o IBC-Br quanto o PIB são indicadores agregados da atividade econômica e o primeiro se aproxima do segundo no médio prazo. Além disso, o IBC-Br por se tratar de um indicador mensal permite uma decisão mais rápida acerca da política monetária, já que a série do PIB brasileiro tem periodicidade trimestral.

Todas as variáveis foram utilizadas em nível e o período escolhido abrange de janeiro de 2003 a fevereiro de 2020. Aplicou-se o logaritmo neperiano nas séries que não possuíam números negativos e a transformação $\ln(1+\frac{x}{100})$ para as séries que são disponibilizadas em variações ou taxas conforme Figueiredo (2010). Isso porque os retornos logarítmicos asseguram que a série estudada seja estacionária, isto é, um processo que oscila em torno da média e que possui varância constante.

Na figura abaixo é possível ver as séries de produção industrial, taxa de juros e saldo de crédito/PIB em logaritmo natural, onde é facilmente notada a presença de não estacionaridade e sazonalidade. Para lidar com essas características, foi feito a diferença em relação ao mesmo mês e mês anterior, ou seja, $\ln X_t - \ln X_{(t-1)}$.

⁷ Tabela 3653 – Pesquisa Industrial Mensal: Produção Física Industrial, por seções e atividades industriais (IBGE).

FIGURA 1 – VARIÁVEIS BRUTAS, EM LOGARÍTMO NATURAL E EM PRIMEIRA DIFERENÇA.



Após as devidas considerações acerca dos dados utilizados e do software para a formulação do modelo, parte-se então para a estimação do modelo VAR.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

As análises dos resultados encontrados no modelo foram feitas em quatro etapas. Na primeira etapa, foi desenvolvido um modelo VAR com o uso da variável de Produção Física Industrial do Brasil (PIM), como *proxy* do PIB. Na segunda etapa, utilizou-se o teste de Índice de não linearidade para verificar se existe uma relação não linear entre mercado de crédito, política monetária e atividade econômica. Por fim, na terceira etapa foi desenvolvido outro modelo VAR com a inclusão de uma nova *proxy* do PIB, no caso o índice de Atividade Econômica (IBC-Br), com o objetivo de confirmar robustez dos resultados. Isso porque como não temos a divulgação de dados mensais do PIB brasileiro pode ocorrer algum viés ao utilizar uma *proxy*.

4.1. PRIMEIRA VERSÃO DO MODELO VAR

O modelo VAR teve como ponto de partida 25 defasagens, o termo de intercepto, constantes sazonais centradas com média zero (Cseasonal) e como variável do produto, o indicador de Produção Física Industrial do Brasil (PIM). Para a escolha da ordem máxima a ser testada foram determinantes a quantidade de observações das séries mensais utilizadas, a interpretação da função de autocorrelação parcial (PACF) por variável e as rupturas estruturais das séries, consequência direta dos choques externos e dos planos de estabilização do Real. Esse último caso também foi responsável pelas séries do estudo iniciarem em 1992.

A partir de então, os parâmetros do modelo VAR foram estimados equação por equação por OLS tendo como base o algoritmo de seleção de variáveis *Autometrics* e o *impulse indicator saturation* (IIS) para a identificação de *dummies* e *outliers*. Nesse processo, as variáveis são removidas quando são estatisticamente não significantes.

Por fim, o modelo foi estimado novamente pelo método *full information maximum likelihood* (FIML) com o objetivo de deixar ainda mais parcimonioso o modelo estimado. Em todos esses procedimentos foi utilizado o valor de significância das variáveis em 0,0001 (opção *tiny* do *Autometrics*) e foram estimados 4.525 modelos dos quais remanesceram 20 modelos terminais (Apêndice A).

Ao todo as quatro equações são compostas por 82 parâmetros, sendo 23 dummies dos anos de 2001, 2002, 2003, 2004 e junho de 2018 e 15 variáveis que permaneceram apesar de apresentarem coeficientes considerados não significativos. Essa dummies refletem os fatos que influenciaram a economia brasileira como em 2001 com a crise de energia, os atentados de 11 de setembro nos EUA e a crise na Argentina que consequentemente acabou diminuindo a entrada de capitais. Já em 2002, 2003 e 2004 a campanha presidencial e os primeiros anos do governo de Luiz Inácio Lula da Silva. Por fim, em junho de 2018 se deu a greve dos caminhoneiros.

TABELA 1 – RESULTADO DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR MULTIVARIADO – MODELO 1
Equação 1: Log da Produção Física Industrial do Brasil em primeira diferença

Variáveis	Coeficiente	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade
DLProdução Industrial (25)	-0,1773	0,0418	-4,24	0,00%
DLSaldoCredito/PIB (5)	0,5466	0,1651	3,31	0,11%
DLTaxa Juros (1)	-25,7830	1,8950	-13,60	0,00%
DLTaxa Juros (2)	-13,9586	1,7550	-7,95	0,00%
DLTaxa Juros (13)	-6,8874	1,8390	-3,75	0,02%
DLTaxa Juros (14)	-7,1451	1,7390	-4,11	0,01%
LIPCA (1)	1,5257	0,4210	3,62	0,04%
Dummy Sazonal Jan	-0,0636	0,0064	-10,00	0,00%
Dummy Sazonal Fev	-0,0480	0,0063	-7,57	0,00%
Dummy Sazonal Mar	-0,1098	0,0070	-15,60	0,00%
Dummy Sazonal Abr	-0,1912	0,0057	-33,50	0,00%
Dummy Sazonal Mai	-0,0710	0,0073	-9,70	0,00%
Dummy Sazonal Jun	-0,0764	0,0063	-12,10	0,00%
Dummy Sazonal Ago	-0,0533	0,0087	-6,12	0,00%
Dummy Sazonal Out	-0,0564	0,0075	-7,49	0,00%
Dummy 2001-11	0,1067	0,0284	3,76	0,02%
Dummy 2018-06	0,0769	0,0214	3,60	0,04%
Constante	-0,0113	0,0027	-4,20	0,00%

Equação 2: Log Saldo de Crédito/PIB em primeira diferença

Variáveis	Coeficiente	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade
DLSaldoCredito/PIB (1)	0,3018	0,0487	6,20	0,0%
DLSaldoCredito/PIB (5)	0,1515	0,0340	4,46	0,0%
DLSaldoCredito/PIB (9)	0,1635	0,0339	4,83	0,0%
DLTaxa Juros (10)	1,2204	0,4736	2,58	1,1%
DLTaxa Juros (11)	0,4237	0,4826	0,88	38,1%
DLTaxa Juros (13)	-1,5324	0,4787	-3,20	0,2%
DLTaxa Juros (14)	-1,2541	0,4575	-2,74	0,7%
LIPCA (1)	-0,2436	0,1117	-2,18	3,0%
LIPCA (24)	-0,2838	0,1105	-2,57	1,1%
Dummy Sazonal Mar	0,0050	0,0015	3,21	0,2%
Dummy Sazonal Abr	0,0059	0,0016	3,68	0,0%
Dummy Sazonal Mai	-0,0111	0,0016	-6,78	0,0%
Dummy 2001-06	-0,1114	0,0059	-18,80	0,0%
Dummy 2001-07	0,0421	0,0081	5,20	0,0%
Dummy 2001-12	-0,0372	0,0060	-6,20	0,0%
Dummy 2002-09	0,0637	0,0062	10,30	0,0%
Dummy 2002-10	-0,0381	0,0064	-5,98	0,0%
Dummy 2003-03	-0,0156	0,0061	-2,54	1,2%
Dummy 2003-04	-0,0195	0,0061	-3,22	0,2%
Constante	0,0041	0,0009	4,49	0,0%

TABELA 2 – RESULTADO DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR MULTIVARIADO – MODELO 1
(CONT)

Equação 3: Log da taxa de juros em primeira diferença

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade
DLSaldoCredito/PIB (3)	0,0131	0,0029	4,54	0,0%
DLTaxa Juros (1)	-0,6293	0,0482	-13,00	0,0%
DLTaxa Juros (3)	0,5093	0,0430	11,90	0,0%
DLTaxa Juros (4)	0,2316	0,0434	5,34	0,0%
DLTaxa Juros (11)	-0,1587	0,0358	-4,43	0,0%
DLTaxa Juros (13)	-0,1934	0,0410	-4,72	0,0%
LIPCA (2)	0,0555	0,0105	5,27	0,0%
Dummy Sazonal Jan	-0,0010	0,0001	-7,17	0,0%
Dummy Sazonal Fev	-0,0011	0,0002	-7,05	0,0%
Dummy Sazonal Mar	-0,0009	0,0002	-6,25	0,0%
Dummy Sazonal Jun	-0,0014	0,0002	-9,28	0,0%
Dummy Sazonal Jul	-0,0008	0,0002	-5,13	0,0%
Dummy Sazonal Out	-0,0005	0,0002	-3,26	0,1%
Dummy 2001-07	0,0013	0,0005	2,66	0,8%
Dummy 2001-11	0,0012	0,0005	2,33	2,1%
Dummy 2003-03	-0,0030	0,0005	-5,64	0,0%
Dummy 2003-04	-0,0013	0,0005	-2,42	1,6%
Dummy 2003-08	-0,0024	0,0005	-4,77	0,0%
Dummy 2003-09	-0,0019	0,0005	-3,82	0,0%
Dummy 2004-03	0,0019	0,0005	3,69	0,0%
Dummy 2004-12	0,0010	0,0005	2,11	3,6%
Constante	-0,0003	0,0663	-5,17	0,0%

Equação 4: Log da taxa de inflação em primeira diferença

Variáveis	Coefficiente	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade
DLTaxa Juros (2)	0,0131	0,0029	4,54	0,0000
DLTaxa Juros (3)	-0,6293	0,0482	-13,00	0,0000
DLTaxa Juros (4)	0,5093	0,0430	11,90	0,0000
DLTaxa Juros (13)	-0,0010	0,0001	-7,17	0,0000
DLTaxa Juros (14)	-0,0011	0,0002	-7,05	0,0000
LIPCA (1)	-0,0009	0,0002	-6,25	0,0000
LIPCA (2)	-0,0014	0,0002	-9,28	0,0000
LIPCA (3)	-0,0008	0,0002	-5,13	0,0000
Dummy Sazonal Fev	-0,0005	0,0002	-3,26	0,0013
Dummy Sazonal Mar	0,0013	0,0005	2,66	0,0083
Dummy Sazonal Abr	0,0012	0,0005	2,33	0,0207
Dummy Sazonal Mai	-0,0030	0,0005	-5,64	0,0000
Dummy Sazonal Jun	-0,0013	0,0005	-2,42	0,0164
Dummy Sazonal Jul	-0,0024	0,0005	-4,77	0,0000
Dummy Sazonal Ago	-0,0019	0,0005	-3,82	0,0002
Dummy 2001-07	0,0019	0,0005	3,69	0,0003
Dummy 2002-07	0,0010	0,0005	2,11	0,0364
Dummy 2002-10	-0,0003	0,0663	-5,17	0,0000
Dummy 2002-11	0,0011	0,0663	-2,21	0,0181
Dummy 2003-01	0,0015	0,0860	-2,77	0,0217
Dummy 2018-06	0,0019	0,1058	-3,33	0,0252
Constante	0,0023	0,1255	-3,89	0,0288

Os resultados encontrados⁸ são alinhados com a teoria de política monetária, visto que, as equações em primeira diferença da Tabela 1 sugerem que a taxa juros Selic tem poder explicativo negativo sobre a variação da produção industrial com defasagem de um a dois meses, no mercado de crédito com defasagem de dez a quatorze meses e na taxa de inflação com defasagem de dois a quatorze meses. Além disso, o saldo de crédito/PIB também explica movimentos da atividade econômica positivamente e com defasagem de cinco meses.

Em relação ao resultado líquido, a Produção Física Industrial do Brasil - PIM (*proxy* do produto) é afetada por -53,7 pela taxa de juros, 1,52 pela inflação e 0,54 pela variável que representa o crédito. No caso do saldo de crédito/PIB, este é afetado pela taxa de juros e a inflação, respectivamente em -1,14 e 0,52. Já a taxa de juros é afetada somente pelo saldo de crédito e inflação, respectivamente em 0,01 e 0,05. Por fim, a inflação é somente afetada pela taxa de juros em torno de -0,10.

Não obstante buscou-se realizar os testes de especificação para autocorrelação, heteroscedasticidade condicional autorregressiva (ARCH), normalidade de distribuição de resíduos e heteroscedasticidade. E os resultados demonstraram resíduos “bem comportados”, homocedasticidade, ausência de autocorrelação serial e de problemas de especificação, conforme tabela 3 abaixo.

⁸ Nível de significância considerado: $\alpha=1\%$ (opção tiny do *Autometrics*).

TABELA 3 – TESTE DE ESPECIFICAÇÃO POR EQUAÇÃO E GERAL – MODELO 1

Equação 1: Log da Produção Física Industrial do Brasil em primeira diferença	
AR 1-7 test:	F(7,203) = 1,9991 [0,0568]
ARCH 1-7 test:	F(7,214) = 0,37392 [0,9168]
Normality test:	Chi ² (2) = 5,2485 [0,0725]
Hetero test:	F(22,205) = 1,0581 [0,3959]
Equação 2: Log Saldo de Crédito/PIB em primeira diferença	
AR 1-7 test:	F(7,201) = 3,7413 [0,0008]**
ARCH 1-7 test:	F(7,214) = 0,75604 [0,6248]
Normality test:	Chi ² (2) = 7,1813 [0,0276]*
Hetero test:	F(21,206) = 1,1068 [0,3429]
Equação 3: Log da taxa de juros em primeira diferença	
AR 1-7 test:	F(7,199) = 2,5731 [0,0147]*
ARCH 1-7 test:	F(7,214) = 1,3037 [0,2498]
Normality test:	Chi ² (2) = 0,23036 [0,8912]
Hetero test:	F(20,207) = 1,8678 [0,0162]*
Equação 4: Log da taxa de inflação em primeira diferença	
AR 1-7 test:	F(7,199) = 1,3083 [0,2480]
ARCH 1-7 test:	F(7,214) = 1,3038 [0,2497]
Normality test:	Chi ² (2) = 2,9276 [0,2314]
Hetero test:	F(23,204) = 1,5177 [0,0675]
GERAL	
AR 1-7 test:	F(112,705)= 1,1418 [0,1658]
ARCH 1-7 test:	F(112,757)= .NaN [.NaN]
Normality test:	Chi ² (8) = 19,762 [0,0113]*
Hetero test:	F(180,716)= 1,1637 [0,0921]

Após a estimação do VAR acima, seguiu-se para o teste de Índice de linearidade. Nesse teste, as hipóteses são baseadas no teste de qui-quadrado e no teste F, porém como a base é considerada uma amostra pequena deve-se levar em consideração apenas o resultado do teste F. Dessa forma, pode-se observar pelo teste de linearidade que as interações entre produto, política monetária e crédito possuem caracter linear, uma vez que a hipótese nula não é rejeitada.

TABELA 4 – TESTE DE LINEARIDADE – MODELO 1

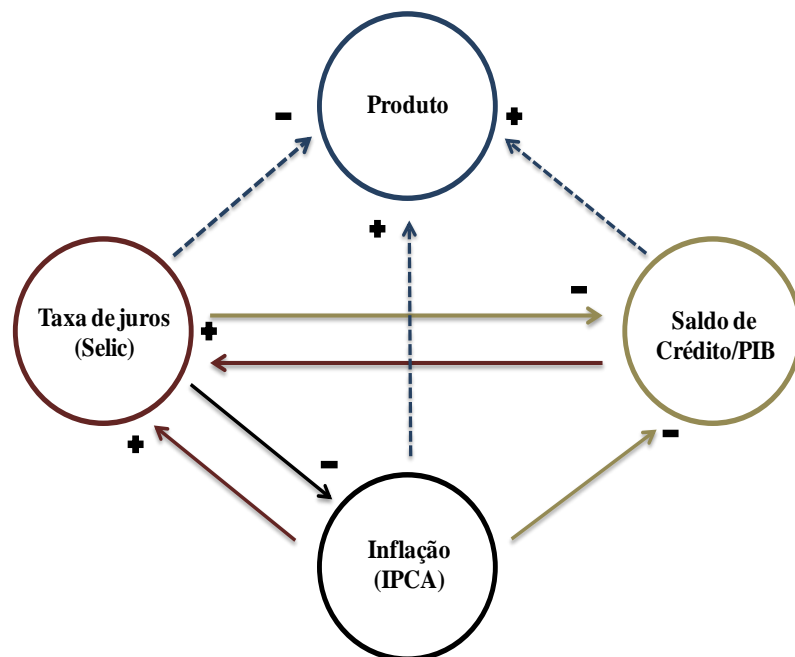
Teste de linearidade (Teste de Índice)
$\chi^2(324)= 405.96 [0.0013]**$ e F-form F(324,402)= 1.0384 [0.3590]

Apesar de não se confirmar nos dados da economia brasileira a relação não linear sugerida por Balke (2000), é possível mapear as interdependências estatísticas entre as variáveis, a sequência temporal dos choques e entender se o canal de crédito pode ser observado pelas equações reduzidas e estimadas através dos modelos VAR. Nesse sentido, utilizaremos o método que ficou conhecido como

causalidade de Granger. Segundo Carneiro (2012), a essência do teste é entender entre duas séries de tempo qual delas precede a outra ou mesmo se elas ocorrem simultaneamente e esse entendimento não pressupõe identificar uma relação de causalidade no sentido de endogeneidade.

Para facilitar a interpretação dos movimentos de causalidade de Granger foi desenvolvido um diagrama conforme figura abaixo, indicando assim as direções entre as variáveis e também o sentido das estimativas, positivo ou negativo. Nele é possível observar que a produção industrial é afetada tanto pela taxa de juros quanto pela inflação como também pelo saldo de crédito/PIB.

FIGURA 2 – MAPEAMENTO DAS RELAÇÕES ENTRE PRODUTO, TAXA DE JUROS, SALDO DE CRÉDITO/ PIB E INFLAÇÃO COM BASE NA PRIMEIRA VERSÃO DO MODELO (VAR1)



O canal de empréstimo estabelece que a política monetária ao afetar o prêmio de financiamento externo altera a oferta por parte dos bancos comerciais e, consequentemente, essa oferta menor teria impacto sobre as decisões de consumo das famílias e das empresas, ocasionando uma desaceleração da atividade econômica. Com base no esquema de identificação utilizado e nas estimações, pode-se observar que um choque inflacionário, eleva a taxa de juros via política monetária e, consequentemente, diminui a atividade econômica e a oferta de crédito. Esse, por sua vez, se propaga e passa a afetar a atividade econômica, uma vez que o volume de crédito sobre o PIB é uma das variáveis que explicam a Produção

Física Industrial do Brasil (PIM), evidenciando assim a existência do canal de crédito na economia brasileira.

4.2. SEGUNDA VERSÃO DO MODELO VAR

Com o objetivo de deixar a análise acima mais robusta e validar as conclusões feitas, foi desenvolvido um novo modelo VAR tendo como *proxy* da atividade econômica o indicador IBC-Br. Nessa modelagem, as quatro equações finais são compostas por ao todo 46 parâmetros, sendo 9 dummies dos anos de 2001, 2002, 2003, 2004, junho de 2018 (greve dos caminhoneiros) e dezembro de 2019 e três variáveis que permaneceram apesar de apresentarem coeficientes considerados não significativos.

TABELA 5 – RESULTADO DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR MULTIVARIADO – MODELO 2
Equação 1: Log da atividade econômica em primeira diferença (IBC-Br)

Variáveis	Coeficiente	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade
DLAtividade Econômica (12)	0,3527	0,0352	10,00	0,0000
DLAtividade Econômica (14)	-0,2170	0,0380	-5,71	0,0000
DLAtividade Econômica (15)	-0,2562	0,0315	-8,13	0,0000
DLAtividade Econômica (19)	-0,1877	0,0355	-5,29	0,0000
DLAtividade Econômica (25)	-0,2681	0,0393	-6,82	0,0000
DLTaxa Juros (1)	-18,2004	1,2950	-14,10	0,0000
DLTaxa Juros (13)	6,4131	1,2600	5,09	0,0000
DLSaldoCredito/PIB (1)	0,6268	0,1536	4,08	0,0001
Dummy Sazonal Jan	-0,0213	0,0042	-5,11	0,0000
Dummy Sazonal Mar	-0,0278	0,0040	-6,87	0,0000
Dummy Sazonal Abr	-0,0354	0,0041	-8,60	0,0000
Dummy Sazonal Mai	-0,0331	0,0044	-7,53	0,0000
Dummy 2008-12	-0,0459	0,0121	-3,81	0,0002
Constante	-0,0004	0,0012	-0,30	0,7675

Equação 2: Log Saldo de Crédito/PIB em primeira diferença

Variáveis	Coeficiente	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade
DLAtividade Econômica (10)	0,0544	0,0155	3,51	0,0006
DLAtividade Econômica (25)	0,0463	0,0156	2,98	0,0033
DLTaxa Juros (25)	-1,6786	0,4910	-3,42	0,0008
DLSaldoCredito/PIB (1)	0,4163	0,0543	7,66	0,0000
DLSaldoCredito/PIB (3)	0,2745	0,0506	5,42	0,0000
Dummy Sazonal Mar	0,0054	0,0014	3,76	0,0002
Dummy Sazonal Abr	0,0040	0,0015	2,76	0,0064
Dummy Sazonal Mai	-0,0164	0,0021	-7,83	0,0000
Constante	0,0008	0,0004	1,70	0,0910

TABELA 6 – RESULTADO DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR MULTIVARIADO – MODELO 2 (CONT)

Equação 3: Log da taxa de juros em primeira diferença

Variáveis	Coeficiente	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade
DLAtividade Econômica (10)	-0,0048	0,0013	-3,61	0,0004
DLAtividade Econômica (14)	0,0049	0,0012	4,05	0,0001
DLAtividade Econômica (19)	-0,0097	0,0011	-8,62	0,0000
DLAtividade Econômica (20)	-0,0079	0,0013	-5,95	0,0000
DLAtividade Econômica (25)	-0,0039	0,0011	-3,45	0,0007
DLTaxa Juros (1)	-0,7639	0,0442	-17,30	0,0000
DLTaxa Juros (3)	0,4674	0,0533	8,77	0,0000
DLTaxa Juros (4)	0,2056	0,0475	4,33	0,0000
DLTaxa Juros (11)	-0,3228	0,0407	-7,93	0,0000
DLTaxa Juros (21)	-0,1465	0,0385	-3,80	0,0002
LIPCA (2)	0,0586	0,0113	5,20	0,0000
LIPCA (4)	0,0420	0,0116	3,63	0,0004
DLSaldoCredito/PIB (1)	0,0202	0,0046	4,44	0,0000
Dummy Sazonal Jan	-0,0009	0,0001	-7,00	0,0000
Constante	-0,0006	0,0740	-7,74	0,0000

Equação 4: Log da taxa de inflação em primeira diferença

Variáveis	Coeficiente	Erro padrão	Estatística t	Probabilidade
DLAtividade Econômica (19)	0,0136	0,0043	3,19	0,0017
DLTaxa Juros (4)	0,4991	0,1636	3,05	0,0027
LIPCA (1)	0,5251	0,0555	9,46	0,0000
LIPCA (11)	0,1653	0,0572	2,89	0,0043
Dummy Sazonal Mai	0,0014	0,0006	2,36	0,0195
Dummy 2018-06	0,0108	0,0020	5,51	0,0000
Dummy 2019-12	0,0086	0,0020	4,36	0,0000
Constante	0,0012	0,0003	3,59	0,0004

Em relação ao resultado líquido, a atividade econômica mensurada através do indicador IBC-Br (*proxy* do produto) é afetada por -11,7 pela taxa de juros e 0,62 pela variável que representa o crédito. Ao comparar com o modelo anterior, podemos observar pela tabela abaixo que com exceção da inflação na equação que responde o produto, os sinais das variáveis são iguais e também a taxa de juros é a que representa maior estimativa. No caso do saldo de crédito/PIB, este é afetado pela taxa de juros, inflação respectivamente em -1,67 e 0,69 e pelo produto em torno de 0,10. Quando comparado com o modelo anterior, a inflação deixa de ser significativa, mas os sinais das variáveis são iguais.

TABELA 7 – COMPARATIVO DAS ESTIMATIVAS ENTRE OS MODELOS VAR1 E 2

Equação 1: PRODUTO		
Variável Resposta	Produção Física Industrial do Brasil	IBC-Br
Produto	-0,2	-0,6
Saldo Crédito/PIB	0,5	0,6
Taxa de Juros	-53,8	-11,8
Inflação	1,5	-
Equação 2: SALDO DE CRÉDITO/PIB		
Variável Resposta	Produção Física Industrial do Brasil	IBC-Br
Produto	0,6	0,1
Saldo Crédito/PIB	-	0,7
Taxa de Juros	-1,1	-1,7
Inflação	-0,5	-
Equação 3: TAXA DE JUROS		
Variável Resposta	Produção Física Industrial do Brasil	IBC-Br
Produto	-	-0,02
Saldo Crédito/PIB	0,01	0,02
Taxa de Juros	-0,24	-0,56
Inflação	0,06	0,10
Equação 4: INFLAÇÃO		
Variável Resposta	Produção Física Industrial do Brasil	IBC-Br
Produto	-	0,01
Saldo Crédito/PIB	-	-
Taxa de Juros	-0,109	0,50
Inflação	-0,003	0,69

Já a taxa de juros é afetada pelo saldo de crédito, inflação e atividade econômica, respectivamente em 0,02, 0,10 e -0,02. Em comparação com o modelo anterior, temos que o produto passa a ser significativo e as variáveis em comum possuem o mesmo sinal. Por fim, a inflação é afetada pela taxa de juros em torno de -0,10, pela atividade econômica com 0,01 e pela inflação com 0,69. No comparativo, essa equação é a que se mostrou com maior diferença principalmente com os sinais das variáveis.

No geral, tanto o mapeamento do modelo VAR1 quanto do modelo VAR2 sugerem que um aperto contracionista via taxa de juros, afeta negativamente a atividade econômica e a defasagem no produto é muito parecida (de 1 a 14 meses), além disso, o efeito líquido é maior nas defasagens mais curtas, o que sugere eficiência da política monetária. Em relação ao mercado de crédito mostrou-se significativo em ambos os modelos e com sinal positivo.

Após a estimação⁹ do VAR acima, seguiu-se para o teste de Índice de linearidade conforme Tabela 8. Nesse teste, as hipóteses são baseadas no teste de qui-quadrado e no teste F, porém como a base é considerada uma amostra pequena deve-se levar em consideração apenas o resultado do teste F. Dessa forma, pode-se observar assim como no modelo anterior, que as interações entre produto, política monetária e crédito possuem caráter linear, uma vez que a hipótese nula não é rejeitada.

TABELA 8 – TESTE DE LINEARIDADE – MODELO 2

Teste de linearidade (Teste de Índice)
$\chi^2(276)= 327.41 [0.0182]^*$ e F-form $F(276,306)= 1.0130 [0.4550]$

Ao realizar os testes de especificação para autocorrelação, heterodasticidade condicional autorregressiva (ARCH), normalidade de distribuição de resíduos e heterocedasticidade, os resultados gerais demonstraram resíduos “bem comportados”, homocedasticidade, ausência de autocorrelação serial e de problemas de especificação, conforme abaixo. Entretanto, pode-se perceber que individualmente a equação que responde a variação da inflação possui problema de especificação a partir de 1% de significância.

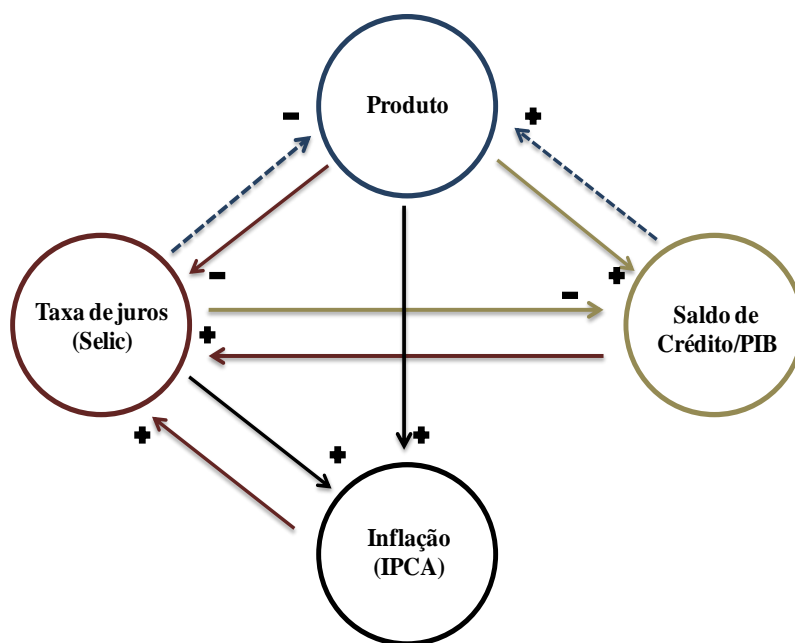
⁹ Nível de significância considerado: $\alpha=1\%$ (opção tiny do Autometrics).

TABELA 9 – TESTE DE ESPECIFICAÇÃO POR EQUAÇÃO E GERAL – MODELO 2

Equação 1: Log da atividade econômica em primeira diferença (IBC-Br)	
AR 1-7 test:	F(7,154) = 3,2180 [0,0033]**
ARCH 1-7 test:	F(7,161) = 1,8462 [0,0819]
Normality test:	Chi ² (2) = 1,1318 [0,5679]
Hetero test:	F(20,154) = 1,2576 [0,2161]
Equação 2: Log Saldo de Crédito/PIB em primeira diferença	
AR 1-7 test:	F(7,159) = 1,4631 [0,1841]
ARCH 1-7 test:	F(7,161) = 0,74498 [0,6342]
Normality test:	Chi ² (2) = 2,3370 [0,3108]
Hetero test:	F(13,161) = 1,1306 [0,3370]
Equação 3: Log da taxa de juros em primeira diferença	
AR 1-7 test:	F(7,153) = 1,9841 [0,0606]
ARCH 1-7 test:	F(7,161) = 0,73989 [0,6385]
Normality test:	Chi ² (2) = 0,47883 [0,7871]
Hetero test:	F(27,147) = 1,3824 [0,1154]
Equação 4: Log da taxa de inflação em primeira diferença	
AR 1-7 test:	F(7,160) = 2,7423 [0,0103]*
ARCH 1-7 test:	F(7,161) = 2,1054 [0,0458]*
Normality test:	Chi ² (2) = 6,7980 [0,0334]*
Hetero test:	F(9,165) = 3,6179 [0,0004]**
GERAL	
AR 1-7 test:	F(112,530)= 1,3215 [0,0237]*
ARCH 1-7 test:	F(112,546)= .NaN [.NaN]
Normality test:	Chi ² (8) = 15,351 [0,0527]
Hetero test:	F(168,517)= 1,2598 [0,0291]*

Nesse sentido, pode-se dizer que o crédito Granger causa, ou seja, precede o produto com defasagem de um mês contra uma defasagem de cinco meses na versão anterior, apontando que o canal de crédito da política monetária tem um papel de propagador de choque e um efeito de curto prazo. Por outro lado, diferentemente do modelo da primeira versão, a inflação não tem qualquer efeito sobre o mercado de crédito e o produto ajuda a explicar variações na taxa de juros e no saldo de crédito/PIB.

FIGURA 3 – MAPEAMENTO DAS RELAÇÕES ENTRE PRODUTO, TAXA DE JUROS, SALDO DE CRÉDITO/ PIB E INFLAÇÃO COM BASE NA SEGUNDA VERSÃO DO MODELO (VAR2)



4.3. COMPARATIVO E EXTENSÕES

As evidências empíricas demonstraram que apesar de não existir uma natureza não linear entre as variáveis de política monetária, crédito e produto há que se considerar o canal de crédito como um dos mecanismos de transmissão da política monetária brasileira, uma vez que um choque monetário tem influência sobre o crédito e este, por sua vez, influencia o produto. Mas é importante destacar que essa influência não é consenso na literatura brasileira e, por isso, esse tema continua recebendo atenção por parte de tantos pesquisadores.

Dentre os primeiros trabalhos publicados para a economia brasileira encontra-se o trabalho produzido por Souza Sobrinho (2003) em que se testa a existência do canal de crédito com base em dados agregados entre o período de outubro de 1996 e dezembro de 2001 (pós-plano real). Nesse artigo foi demonstrado por meio dos testes de causalidade de Granger e da análise de funções de impulso-resposta que tanto a oferta de crédito quanto o spread bancário são informações relevantes para prever o comportamento futuro do produto, confirmando assim o canal de crédito como um dos mecanismos de política monetária. Já para agregados monetários, no

caso dos títulos públicos federais (M1) e taxas swaps, houve problema de endogeneidade e o comportamento da atividade econômica não foi afetado.

Silva (2007) encontrou evidências de uma relação entre crédito, produto em condições de alteração da política monetária com base na metodologia VAR, testes de causalidade de Granger e de cointegração no período de janeiro de 2000 a março 2007. Além disso, foi encontrada uma defasagem de seis e nove meses para o crédito livre concedido no mês à pessoa jurídica e em três e seis meses de defasagens para o saldo do crédito livre à pessoa jurídica e as análises oriundas dos gráficos de impulso-resposta também indicaram que o movimento das variáveis de crédito se dá com a defasagem e sinais esperados.

Dando continuidade ao trabalho de Souza Sobrinho, Marcatti (2010) incluiu novas observações contemplando o período de dados até abril de 2010 e ratificou através da causalidade de Granger que as variáveis de crédito causam o produto. Além disso, observou-se que em comparação com o estudo anterior o canal de crédito da política monetária ficou ainda mais rápido uma vez que a defasagem foi somente de dois meses entre essas variáveis.

Mais recentemente, podemos citar Evangelista e Araújo (2016), que utilizam dados agregados para identificar a demanda e a oferta de crédito por meio de choques no volume real de crédito e na taxa de juros de mercado. A conclusão é favorável à existência de um canal de crédito, uma vez que o choque na oferta de crédito impactou de forma mais acentuada o lado real da economia do que o choque de demanda de crédito. Além disso, a evidência de que o mercado de crédito de pessoa física é mais impactado corrobora a pressuposição de que em mercados onde há maior assimetria, o impacto é mais intenso.

Por outro lado, com base nos dados dos balancetes de instituições financeiras no período de julho de 1994 a dezembro de 2001, Graminho e Bonomo (2003) apontam evidências contrárias à existência do canal de crédito através da metodologia de estimação por dois estágios e de dados em painel. Nesse sentido, uma política contracionista acabaria afetando positivamente as condições de liquidez dos bancos e conseqüentemente não reduziria a oferta de empréstimos bancários.

Mendonça e Brito (2017) analisaram o efeito da taxa de juros da política monetária no canal de crédito com base na desagregação dos dados entre famílias e empresas e os resultados indicaram que os juros não é essencial para explicar o

crédito concedido a famílias, mas relevante para a determinação do crédito concedido à empresas. O período de análise foi junho de 2001 a dezembro 2012 e junho 2001 a agosto 2015.

Uma possível extensão seria a inclusão de uma modelagem estrutural como alternativa a modelagem reduzida utilizada nesse trabalho. A diferença está no fato de que com a primeira metodologia é possível obter maior robustez dos estimadores nas relações econômicas de longo prazo bem como incorporar mudanças estruturais na economia. Uma segunda alternativa seria usar modelos gerais estocásticos de equilíbrio dinâmico (DSGE), que segundo Minella e Souza-Sobrinho (2011), possui fundações teóricas sólidas favorecendo o entendimento e estudo sobre mecanismos de transmissão.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O crescimento da literatura acerca do canal de crédito ganhou espaço com a crise econômica mundial que abateu o mundo em 2008 e atualmente muito se tem comentado do papel do crédito como impulsionador da atividade econômica com a crise da pandemia pelo Coronavírus. Nesse sentido, esse trabalho buscou verificar a existência de não linearidade do mercado de crédito como um canal propagador de choques na economia brasileira com base no trabalho de Balke (2000) por entender que novas abordagens enriqueceriam ainda mais a discussão a cerca do canal de crédito.

Para tal, inicialmente foram desenvolvidos dois modelos de vetores autoregressivos (VAR) estruturais que utilizaram o algoritmo *Autometrics* como ferramenta de seleção de variáveis e também o *impulse indicator saturation* (IIS) para a identificação de *dummies* e *outliers*, desenvolvido por Doornik (2009). Essa abordagem permite a inclusão de inúmeras variáveis potenciais capazes de explicar o fenômeno de interesse sem abrir mão dos testes necessários para que os estimadores sejam não-viesados, com resíduos “bem comportados”, ausência de autocorrelação serial e de problemas de especificação.

O primeiro modelo teve como indicador do PIB a informação de Produção Física Industrial do Brasil (PIM) e o segundo o indicador agregado de atividade dado pelo IBC-Br. Por meio desses modelos, não se pode corroborar através do teste de Índice a existência de não linearidade na condução da política monetária, mercado de crédito e produto. Mesmo assim, buscou-se mapear as interdependências estatísticas entre as variáveis, a sequência temporal dos choques e entender se o canal de crédito pode ser observado pelas equações reduzidas e estimadas através dos modelos VAR.

As principais conclusões que podem ser tiradas da interpretação do resultado líquido das estimativas das equações bem como da causalidade de Granger são as seguintes:

- a. Os efeitos de alterações da taxa de juros sobre produto seguem no sentido do que é amplamente difundido na literatura, ou seja, uma política contracionista (aumento da taxa de juros) desestimularia o produto.

- b. A taxa de juros corresponde ao maior efeito líquido em todas as equações, confirmando assim como o instrumento mais importante de ação de política à disposição da autoridade monetária.
- c. O mercado de crédito (volume de crédito em relação ao PIB) carrega informação sobre os movimentos futuros do produto e ajudam a prever a atividade econômica. No modelo da primeira versão, a defasagem encontrada do crédito em relação ao produto foi de cinco meses e de um mês na segunda versão do modelo.

Uma sugestão de estudo posterior é a avaliação do saldo de crédito sobre o PIB na separação de pessoa física e pessoa jurídica, uma vez que, podem existir conclusões diferentes em relação ao canal de crédito.

6. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AVDJIEV, S.; ZENG, Z. (2014). **Credit growth, monetary policy and economic activity in a three-regime TVAR model**, Applied Economics, pp.2936-2951.

ANDERSEN, C.; JORDON, J. (1968). **Monetary and fiscal actions: A test of their relative importance in economic stabilization**. The Federal Reserve Bank of St Louis Review, pp. 11-23.

BALKE, N. (2000). **Credit and Economic Activity: Credit Regimes and Nonlinear Propagation of Shocks**. The Review of Economics and Statistics, vol. 82, n. 2, pp. 344-349.

BERNANKE, B. (2007). **The financial accelerator and the Credit Channel**. Federal Reserve Bank of Atlanta, pp.1-19.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. (1987). **Agency costs, net worth, and business fluctuations**. American Economic Review 79, pp.14-31.

BERNANKE, B.; BLINDER, A. (1988). **Credit, Money, and Aggregate Demand**. American Economic Review 78, n. 2, pp. 435-9.

BERNANKE, B.; GERTLER, M. (1995). **Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission**. Journal of economic perspectives, vol. 9, n. 4, pp. 27-48.

BERNANKE, B.; GERTLER, M.; GILCHRIST, S. (1996). **The Financial Accelerator and the Flight to Quality**. The Review of Economics and Statistics, vol. 78, n. 1, pp. 1-15.

BLACK, L.; ROSEN, R. (2007). **How the Credit Channel Works: Differentiating the Bank Lending Channel and the Balance Sheet Channel**. Working Paper 2007–13, Federal Reserve Bank of Chicago.

CASTLE, J.; HENDRY, D. (2010). **Automatic Selection for Non-linear Models**. Economics Series Working Papers, University of Oxford, n. 473.

CASTLE, J.; HENDRY, D. (2010) **A low-dimension, portmanteau test for non-linearity**. Journal of Econometrics, 158, pp. 231–245.

CARNEIRO, D.; SALLES, F.; WU, T. (2006) **Juros, câmbio e as imperfeições do canal de crédito**. Economia Aplicada, v.10, n.1.

CARNEIRO, F. (2012). **A Metodologia dos Testes de Causalidade em Economia**. Universidade de Brasília.

DOORNIK, J. (2008). **Encompassing and Automatic Model Selection**. Oxford Bulletin of Econometric and Statistics, vol.70, p.915-925.

DOORNIK, J. (2009). Autometrics. In Honour of David F. Hendry.

ERICSSON, N.; KAMIN, S. (2007). **Constructive Data Mining: Modeling Argentine Broad Money Demand**. Oxford University, England.

EVANGELISTA, T.; ARAÚJO, E. (2016). **A eficácia do crédito como canal de transmissão da política monetária no Brasil: estratégia de identificação da oferta e demanda de crédito**. 44^o. Encontro Nacional de Economia, ANPEC.

FIGUEIREDO, F. (2010). **Forecasting Brazilian inflation using a large data set**. Central Bank of Brazil Working Paper 228.

FRIEDMAN, B.; KUTTNER, K. (1992). **Money, Income, Prices, and Interest Rates**. American Economic Review, 82, 472-92.

FONSECA, M.; OREIRO, J.; ARAUJO, E. C. (2015). **Não-linearidade da política monetária brasileira no período de metas de inflação: uma análise com base em um modelo MS-VaR**. Instituto de Economia UFRJ.

FRIEDMAN, M.; MEISELMAN, D. (1963). **The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897-1958.** In: Stabilization Policies, Prentice-Hall, Englewood, 165-268.

FREITAS, M. (2009). **Os efeitos da crise global no Brasil: aversão ao risco e preferência pela liquidez no mercado de crédito.** Estud. av., São Paulo, v. 23, n. 66.

FUCIDJI, J.; MENDONÇA, D. (2007). **Determinantes do crédito bancário: uma análise com dados em painel para as maiores instituições.** Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia.

GRAMINHO, F.; BONOMO, M. (2002). **O Canal de Empréstimos Bancários no Brasil: uma evidência microeconômica.** Dissertação de Mestrado FGV-EPGE.

KASHYAP, A.; STEIN, J.; WILCOX, D. (1993). **Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance.** American Economic Review 83, pp. 78-98.

HENDRY, D.; DOORNIK, J. (2014). **Statistical Model Selection with 'Big Data'.** Economics Series Working Papers, University of Oxford, Department of Economics, n. 735.

LAUX, G. (2006). **Mercado de Crédito No Brasil: características e respostas a choques.** Dissertação de Mestrado FGV-EPGE.

MARCATTI, F. (2011). **Evolução da eficiência do canal de crédito na política monetária brasileira.** Fundação Getúlio Vargas: São Paulo.

MATSUMOTO, K. (2000). **Efeitos Reais da Transmissão de Política Monetária: comparação empírica entre Brasil e Argentina.** Dissertação de mestrado, EPGE-FGV.

MENDONÇA, H.; BRITTO, V. (2017). **Interest rate and credit channel for households and firms: Evidence from a large emerging economy.** Economics Bulletin, vol.37, Issue 1, pages 586-604.

MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. (2011). **Canais Monetários no Brasil Sob a Ótica de um Modelo Semiestrutural.** In: BCB, Dez Anos de Metas Para Inflação 1999-2009.

MISHKIN, F. (1995). **Symposium on the Monetary Transmission Mechanism.** Journal of Economic Perspectives 9, no. 4 (fall): 3-10.

PEEK, J.; ROSENGREN, E. (2013). **The role of banks in the transmission of monetary policy.** Boston, MA: Federal Reserve Bank of Boston.

RAMEY, V. (1993). **How important is the credit channel in the transmission of monetary policy?** NBER Working Paper Series, n.4285.

RAMEY, V. (1996). **How important is the credit channel for monetary policy.** Federal Reserve Board of San Francisco Economic Review, nº.1, pp.3-13.

SILVA, S. (2008). **Política monetária e o canal do crédito bancário: verificação da existência do canal de crédito no Brasil no período de janeiro 2000 a março 2007.** Dissertação (Mestrado Profissional em Finanças e Economia) - Fundação Getúlio Vargas, São Paulo.

SOUZA SOBRINHO, N. (2003). **Uma avaliação do canal de crédito no Brasil.** Dissertação (Mestrado de Economia) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo.

WALSH, C. (1998). **Monetary theory and policy.** Cambridge, MA, The MIT Press.