



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA
(FACE)
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

**OS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA
MONETÁRIA E O PAPEL DO CRÉDITO PARA FAMÍLIAS
NO BRASIL**

JÚLIA REIS DA MOTTA

ORIENTADOR: MANOEL CARLOS DE CASTRO PIRES
SETEMBRO, 2022

JÚLIA REIS DA MOTTA

**Os mecanismos de transmissão da política monetária e o papel
do crédito para famílias no Brasil**

Monografia apresentada ao Departamento
de Economia da Universidade de Brasília,
como requisito parcial à obtenção do grau
de bacharelado em Ciências Econômicas.

Orientador: Manoel Carlos de Castro Pires.

Brasília
2022

Agradecimentos

Agradeço a todos aqueles que contribuíram, de alguma forma, para a minha formação. Aos meus familiares por todo o apoio e pela ajuda, que muito contribuíram para meu desenvolvimento acadêmico e pessoal. Aos amigos, principalmente aos colegas de curso, pela amizade e pelo apoio demonstrado ao longo de todo o curso e o período de tempo em que me dediquei a esta monografia.

Agradeço também ao professor Manoel Carlos Pires, por ter sido meu orientador e ter desempenhado tal função com dedicação e paciência. Estendo meus agradecimentos a todos os professores da graduação de economia.

Resumo

Este estudo procura examinar empiricamente como a concessão de crédito para pessoas físicas influencia o processo de transmissão da política monetária no Brasil, tendo em vista a importância desta modalidade de crédito na determinação dos ciclos de negócio. Para este fim, dois modelos VAR foram estimados com base em dados de 2005 a 2022, e em seguida, as funções de resposta ao impulso e a decomposição da variância dos erros foram analisadas. Com isso, é possível averiguar os efeitos que um choque de política monetária exerce sobre o crédito livre para pessoas físicas, além dos impactos de um choque neste mercado sobre o consumo e atividade econômica real. Os resultados indicam que a política monetária afeta significativamente as concessões de crédito para pessoas físicas. Entretanto, alterações no respectivo mercado não influenciam os componentes cíclicos de forma significativa. Sendo assim, o papel do crédito para famílias na transmissão da política monetária não pode ser considerado relevante no Brasil.

Palavras-chave: transmissão da política monetária; canal do crédito; vetor autorregressivo;

Abstract

This study seeks to empirically examine how the granting of credit to individuals influences the process of transmission of monetary policy in Brazil, considering the importance of this line of credit in the determination of business cycles. To this end, two VAR models were estimated based on data from 2005 to 2022, and then, the impulse response functions and the error variance decomposition were analyzed. With this, it is possible to verify the effects that a monetary policy shock exerts on the credit for individuals, in addition to the impacts of a shock in this market on consumption and real economic activity. The results indicate that monetary policy significantly impacts credit concessions to individuals. However, changes in the respective market do not significantly influence the cyclical components. Therefore, the role of credit for households in the transmission of monetary policy cannot be considered relevant in Brazil.

Key words: monetary policy transmission; credit channel; vector autoregression;

SUMÁRIO

1.	Introdução.....	5
2.	Mecanismos de Transmissão da Política Monetária.....	6
2.1.	Canal da Taxa de Juros.....	6
2.2.	Canal do Preço dos Ativos.....	7
2.3.	Canal da Taxa de Câmbio.....	9
2.4.	Canal das Expectativas.....	10
2.5.	Canal do Crédito.....	11
3.	Metodologia e Apresentação dos Dados.....	20
3.1.	VAR e Função Resposta ao Impulso.....	20
3.2.	Base de Dados.....	22
3.3.	Variáveis e Modelos.....	23
4.	Resultados.....	26
4.1.	Testes Econométricos Relevantes.....	26
4.2.	Resultados Modelo 1.....	29
4.3.	Resultados Modelo 2.....	33
4.4.	Considerações Finais.....	37
5.	Conclusão.....	38
6.	Referências Bibliográficas.....	40
7.	Apêndice.....	43
7.1.	Apêndice 1 – Testes de Raíz Unitária.....	43
7.2.	Apêndice 2 – Estimativas VAR Modelo 1.....	43
7.3.	Apêndice 3 – Estimativas VAR Modelo 2.....	45

1. Introdução

Está bem estabelecido na literatura econômica¹ que decisões de política monetária podem influenciar tanto o nível de preços quanto as variáveis da economia real, ao menos no curto prazo. O processo pelo qual os impulsos monetários são propagados é chamado de mecanismo de transmissão da política monetária (TAYLOR, 1995). Destarte, a compreensão deste processo é de extrema importância para que Autoridade Monetária e os formuladores de política sejam capazes de garantir a estabilidade macroeconômica de um país. Os principais canais de transmissão enfatizados na literatura são: taxa de juros, taxa de câmbio, preço dos ativos, crédito e expectativas (MOHANTY e TURNER, 2008).

Dentre estes, o canal do crédito tem sido caracterizado como o menos convencional. De acordo com a abordagem do crédito, a presença de assimetria de informação no mercado de crédito cria mecanismos que potencializam os efeitos da variação da taxa de juros sobre a economia real (BERNANKE e GERTLER, 1995). Portanto, a existência do canal do crédito tem implicações relevantes para a condução da política monetária, o que torna a investigação empírica deste canal essencial. Mais ainda, a crise do subprime de 2008 nos Estados Unidos trouxe à tona a importância da oferta de crédito operando por meio da demanda das famílias para a propagação dos ciclos econômicos. Em outras palavras, ressaltou a proeminência de um mecanismo chamado canal da demanda das famílias impulsionado pelo crédito. (MIAN e SUFI, 2018).

Apesar do tema ter ganhado destaque na última década, há uma quantidade limitada de estudos empíricos aplicados ao Brasil que abordam a conexão entre a política monetária e a oferta de crédito para famílias. Sendo assim, esta monografia tem como principal objetivo investigar o papel da concessão de crédito para pessoas físicas no processo de transmissão da política monetária no Brasil. Para tanto, segue a literatura relacionada ao canal do crédito, principalmente os trabalhos de Denardin e Balbinotto Neto (2012) e Evangelista e de Araújo (2018). A investigação empírica é realizada por meio da metodologia econométrica de Vetores Autorregressivos (VAR), considerando o período de 2005 a 2022.

O presente trabalho contribui com a literatura ao desagregar a análise do canal do crédito para pessoas físicas e tomar como objetivo secundário a investigação da relação dinâmica entre crédito, consumo, atividade econômica e nível de endividamento das famílias.

¹ Para mais detalhes, ver Romer e Romer (1989), Bernanke e Blinder (1992), Walsh (1998), entre outros.

Esta monografia se divide em quatro capítulos, além da introdução. O segundo capítulo apresenta o referencial teórico dos principais mecanismos de transmissão da política monetária, com destaque para o canal do crédito e as evidências que motivaram a realização da pesquisa. No terceiro capítulo, faz-se uma descrição da metodologia, dos dados e dos modelos estimados. O quarto capítulo é composto pela exposição e análise dos principais resultados obtidos. Por fim, no capítulo cinco as conclusões da pesquisa são apresentadas.

2. Mecanismos de Transmissão da Política Monetária

Tendo em vista a literatura desenvolvida sobre o assunto, o Banco Central do Brasil (BCB) e o Copom (Comitê de Política Monetária do Banco Central do Brasil) levam em consideração cinco mecanismos de transmissão da política monetária para tomar as decisões adequadas que permitam alcançar a estabilidade de preços, são estes: i) taxa de juros; ii) taxa de câmbio; iii) preço dos ativos; iv) crédito; e v) expectativas. É importante ressaltar que manter a estabilidade dos preços da economia é objetivo chave do BCB, e para tanto, adota um Regime de Metas de Inflação (RMI) desde 1999.

De acordo com Mendonça (2001), o principal instrumento de política monetária à disposição do BCB para a manutenção das metas é o controle da taxa Selic ou taxa de juros de mercado de reservas bancárias. Esta serve como referência para as demais taxas da economia com diferentes prazos (taxas de poupança, empréstimo etc.), uma vez que altera a curva de rendimentos². Portanto, é a partir da determinação da taxa básica que a Autoridade Monetária influencia as outras taxas e com isso, o nível de atividade econômica e preços no curto prazo, o que torna a compreensão dos principais canais de transmissão algo bastante relevante. Desta forma, os mecanismos citados serão apresentados ao longo das próximas subseções com base em um referencial teórico.

2.1. Canal da Taxa de Juros

Segundo Mishkin (1996), o canal da taxa de juros representa a visão tradicional dos mecanismos de transmissão, que interpreta o efeito de variações da taxa de juros sobre o lado

² A curva de rendimentos também é conhecida como estrutura a termo da taxa de juros.

real da economia segundo o paradigma keynesiano³, como ilustrado pelo modelo IS-LM⁴. O componente chave deste canal é a taxa de juros real, que orienta as decisões de consumo e investimento dos agentes. Se existir uma estrutura a termo da taxa de juros bem definida, taxas de diferentes maturidades (curto, médio e longo prazo) estarão correlacionadas e a alteração da taxa de curtíssimo prazo (taxa básica de juros) influenciará o sistema de taxas de juros da economia como um todo, tudo o mais constante (BARBOZA, 2015).

Destarte, sob condições normais, quando o Banco Central adota uma política monetária contracionista ($\downarrow M$) aumentando a taxa de juros nominal de curto prazo ($\uparrow icp$), a taxa de juros real de curto prazo tende a aumentar ($\uparrow rcp$), assumindo que os agentes enfrentam rigidez de preços no curto prazo. Por conseguinte, observa-se uma elevação do custo de capital, o que acarreta a redução do nível de investimento⁵ ($\downarrow I$). Ademais, como introduzido por Fisher (1930) com o Modelo de Escolha Intertemporal do Consumo, o aumento da taxa de juros real tende a diminuir o consumo presente das famílias ($\downarrow Ct$) ao elevar o seu custo de oportunidade. Portanto, via redução do investimento e do consumo, este processo impacta negativamente a demanda agregada, diminuindo do produto real ($\downarrow Y$). Esquemáticamente:

$$\downarrow M \rightarrow \uparrow icp \rightarrow \uparrow rLP \rightarrow \downarrow I \text{ e } \downarrow Ct \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

O inverso deve ocorrer com a implementação de políticas monetárias expansionistas.

Em seu artigo, Taylor (1995) aponta o canal da taxa de juros como um mecanismo bastante fortalecido e crucial no que se trata da propagação dos efeitos da política monetária sobre a economia. Porém, conforme Bernanke e Gertler (1995), a visão convencional do custo de capital não consegue explicar empiricamente de forma completa e robusta a composição, o *timing* e a magnitude das respostas da economia a choques monetários. Estas questões motivaram a investigação empírica de canais adicionais que pudessem complementar a teoria tradicional dos mecanismos de transmissão.

2.2. Canal do Preço dos Ativos

³ O paradigma keynesiano analisa os efeitos da política monetária sobre a economia com foco apenas no preço de um ativo: a taxa de juros.

⁴ O modelo IS-LM foi descrito por Hicks (1937) e posteriormente por Hansen (1949), com base nas inovações teóricas abordadas por John Maynard Keynes em sua obra Teoria Geral do Emprego, do Juros e da Moeda (1936).

⁵ O termo aqui empregado inclui gastos de consumidores com imóveis residenciais e bens duráveis, que também são considerados gastos de investimento.

Allan Meltzer (1995) ressalta que a visão monetarista tenta investigar como a política monetária influencia o preço relativo dos ativos e a riqueza real, diferenciando-se da perspectiva keynesiana neste aspecto. Em particular, de acordo com Mishkin (1995; 2001), os monetaristas costumam enfatizar que o canal do preço dos ativos conecta a política monetária à economia real através do efeito de mudanças no mercado de ações sobre o nível de investimento e do efeito riqueza sobre o consumo.

O primeiro mecanismo é fornecido pela teoria do q de Tobin, elaborada por James Tobin (1969), que define o q como a razão entre o valor de mercado das ações das firmas e o custo de reposição do capital, constituindo-se como um indicador para avaliar o retorno de um novo investimento. Sendo assim, um q maior que 1 indica que a valorização das firmas no mercado é superior ao custo de reposição do capital, então a realização de novos investimentos é vantajosa em relação ao valor de mercado das empresas. Logo, estas podem vender ações emitidas por um preço relativamente alto, obtendo fundos necessários para a aquisição de novos equipamentos e projetos. Caso contrário, quando o q é menor que 1, tem-se um cenário desvantajoso para a compra de bens de investimento.

Considerando a teoria explicitada, é possível explicar a relação entre a política monetária e os preços das ações por meio dos efeitos de uma contração monetária, que eleva a taxa de juros ($\uparrow i$). Assim como no caso keynesiano, a taxa de juros mais alta faz crescer a atratividade dos títulos relativamente às ações, o que reduz a demanda por ações e consequentemente os preços destes ativos ($\downarrow P_a$). Visto que a valorização das firmas no mercado decresce em relação ao custo de reposição do capital, o q de Tobin diminui ($\downarrow q$), resultando em uma queda do nível de investimentos na economia ($\downarrow I$), que provoca uma subsequente redução do produto ($\downarrow Y$) ao contrair a demanda agregada. (MISHKIN, 1995; 2001). O mecanismo descrito pode ser representado da seguinte forma:

$$\downarrow M \rightarrow \uparrow i \rightarrow \downarrow P_a \rightarrow \downarrow q \rightarrow \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Já a transmissão da política monetária através do efeito riqueza sobre o consumo tem como base o modelo do ciclo de vida de Modigliani (1971), que caracteriza os recursos acumulados pelos consumidores ao longo da vida como determinantes do consumo. O modelo estabelece que a renda varia conforme as fases da vida dos agentes, que para manter o seu padrão de consumo estável, tendem a suavizar o consumo no decorrer da vida por intermédio da poupança. Dentre os fatores que constituem os recursos vitalícios dos consumidores, a

riqueza financeira representa um importante fator para a propagação monetária, posto que um de seus principais componentes é o nível de ações em poder do público.

Portanto, este mecanismo também está relacionado com mudanças no mercado acionário na medida em que a adoção de uma política monetária por parte do Banco Central pode provocar alterações do preço das ações, que por sua vez afetam a riqueza financeira dos consumidores. Supondo uma política monetária contracionista, com a queda no preço das ações, o valor da riqueza financeira dos agentes diminui ($\downarrow W$), reduzindo assim os recursos dos consumidores ao longo da vida e deixando-os relativamente mais pobres. Isto implica uma provável contração do consumo ($\downarrow C$) e por conseguinte do produto ($\downarrow Y$) (MISHKIN, 1995). De forma esquemática:

$$\downarrow M \rightarrow \uparrow i \rightarrow \downarrow P_a \rightarrow \downarrow W \rightarrow \downarrow C \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Conforme exposto por Mishkin (1996), ainda que não exista um consenso entre economistas sobre a importância relativa dos diferentes canais de transmissão da política monetária, tanto os monetaristas quanto os keynesianos e novos keynesianos concordam que o canal do preço de ativos, além da taxa de juro, exerce um papel importante na propagação dos efeitos da política monetária para a economia.

2.3. Canal da Taxa de Câmbio

O canal da taxa de câmbio é particularmente importante em economias que adotam regime de câmbio flexível. Obstfeld e Rogoff (1995) argumentam que a política monetária perde eficácia como uma medida de estabilização econômica quando a taxa de câmbio é fixada. Com livre mobilidade de capitais e câmbio flutuante, os efeitos da política monetária são transmitidos para a economia por meio da alteração das exportações líquidas e dos preços dos bens que são comercializados com o exterior, que tem impactos diretos e indiretos sobre o nível de preços (BARBOZA, 2015).

Segundo Mishkin (1995), quando o Banco Central aumenta a taxa de juros de curto prazo ($\uparrow icp$), altera a taxa de juros real de curto prazo na mesma direção ($\uparrow rcp$), dada a rigidez temporária dos preços. A elevação das taxas domésticas eleva também a oportunidade de ganho em ativos domésticos, o que promove entrada de capital estrangeiro no país, tudo o mais constante, estimulada pelo diferencial de juros internacional. Como resultado, a taxa de câmbio nominal sofre uma apreciação ($\downarrow E$) e ao menos no curto prazo, a taxa de câmbio real também

aprecia ($\downarrow e$). A valorização da moeda doméstica torna os bens domésticos relativamente mais caros do que os bens estrangeiros, impactando negativamente as exportações líquidas ($\downarrow NX$), o que leva à queda do produto ($\downarrow Y$). Tem-se o seguinte esquema:

$$\downarrow M \rightarrow \uparrow icp \rightarrow \uparrow rcp \rightarrow \downarrow E \rightarrow \downarrow e \rightarrow \downarrow NX \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Além da influência direta que o canal do câmbio exerce sobre o nível de preços da economia, na medida em que variações da taxa de câmbio doméstica mudam os preços de bens e serviços comercializáveis no mercado externo (*tradables*), é possível observar uma influência indireta. Os efeitos indiretos ocorrem de duas formas distintas:

i) o uso de matérias-primas importadas na elaboração de bens domésticos – quando a taxa de câmbio sofre apreciação (depreciação), o custo de produção desses bens diminui (aumenta), o que implica provável redução (aumento) no preço; e ii) substituição de bens domésticos por similares importados – quando a taxa de câmbio sofre apreciação, o preço dos bens importados diminui. Esse efeito acarreta um deslocamento de parte da demanda dos bens domésticos por similares importados, tendo por resultado queda na demanda agregada e menor pressão sobre o nível de preços. (MENDONÇA, 2001, p. 67-68).

2.4. Canal das Expectativas

O canal das expectativas é essencial para o funcionamento dos demais canais de transmissão, principalmente em economias que adotam o Regime de Metas de Inflação. Ao determinar/ajustar os preços e salários (que deverão permanecer fixos por certo período), o setor privado considera não apenas as condições econômicas atuais, como também incorpora expectativas futuras quanto ao cenário econômico à sua decisão. Portanto, este canal opera e influencia a transmissão da política monetária uma vez que os agentes desenvolvem interpretações acerca dos efeitos que as medidas adotadas pelo Banco Central terão sobre a economia e o mercado antecipa estas decisões, precificando-as na curva de rendimentos. (MOHANTY e TURNER, 2008; GULER, 2016).

Sendo assim, como as expectativas inflacionárias são incorporadas aos preços formados pelo setor privado, podem acelerar os impactos da política monetária sobre a demanda agregada e as variáveis reais, atuando na dinâmica da inflação. De acordo com Barboza (2015), a inflação esperada influencia o processo de determinação dos preços de forma direta, na medida em que é incorporada aos preços dos bens e serviços, por intermédio dos salários (w), dado que é

incorporada aos salários nominais em negociação e de forma indireta, ao mudar a taxa de juros real *ex-ante*.

A taxa básica de juros altera as expectativas dos agentes quanto ao presente e futuro. Portanto, quando o Banco Central adota uma política monetária contracionista, aumentando a taxa básica na tentativa de evitar o crescimento da inflação, os agentes tendem a responder negativamente, sendo possível observar os seguintes caminhos de transmissão, tudo o mais constante:

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

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

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow \pi^e \rightarrow \uparrow \text{rex-ante} \rightarrow \downarrow C \text{ e } \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Entretanto, para que o canal das expectativas opere corretamente, alguns fatores precisam estar presentes na economia em questão:

One is the degree of central bank credibility: a higher degree of credibility leads to greater anticipated effects of monetary policy and vice-versa. A second factor is the degree of predictability of central bank actions, which can be improved by increasing transparency and public communication of policy. [...] Greater credibility of monetary policy allows a central bank to pursue a countercyclical policy that it could not safely pursue in the past when inflation was high or when its anti-inflation commitment was not trusted. (MOHANTY E TURNER, 2008, p. 20)⁶

2.5. Canal do Crédito

Bernanke e Gertler (1995) pontuam que a “visão do crédito” investiga os mecanismos que fazem com que a existência de ineficiências no mercado do crédito, como assimetria de informação, amplie a força da política monetária. De acordo esta visão, o canal do crédito potencializa os efeitos da variação da taxa de juros sobre a atividade econômica e pode ser entendido como uma extensão do canal convencional.

O processo mencionado acima ocorre na medida em que alterações da taxa de juros afetam o prêmio de financiamento externo na mesma direção. Por conseguinte, serão observadas mudanças nas condições do mercado de crédito, afetando não apenas o lado da

⁶ Tradução nossa: “Um deles é o grau de credibilidade do Banco Central: um grau mais alto de credibilidade leva a maiores efeitos antecipados da política monetária e vice-versa. Um segundo fator é o grau de previsibilidade das ações do Banco Central, que pode ser melhorado aumentando a transparência e a comunicação pública da política. [...] Uma maior credibilidade da política monetária permite que um Banco Central adote uma política anticíclica que não poderia adotar com segurança no passado quando a inflação estava alta ou quando seu compromisso anti-inflacionário não era confiável.”

demanda por empréstimos, como também a oferta de empréstimos bancários. O prêmio de financiamento externo representa a diferença entre o custo de financiamento externo (via contratação de empréstimos, obtenção de recursos com terceiros, emissão de títulos, etc.) e o custo de financiamento interno (via retenção de lucros).

Este prêmio reflete as imperfeições do mercado de crédito, provocadas principalmente por problemas de assimetria de informação entre o tomador de empréstimos e o emprestador, o que eleva os custos de emprestar enfrentados pelos credores e torna o financiamento externo um substituto imperfeito para os fundos gerados internamente. Isto porque o tomador costuma ter mais informações sobre suas perspectivas e os riscos envolvendo o projeto/gasto do que o emprestador (seleção adversa). Além disso, o credor não consegue monitorar as ações do devedor após a concessão do empréstimo (risco moral). Quanto maiores forem as falhas no mercado de crédito, maior tende a ser o prêmio. (BERNANKE e GERTLER, 1995; MISHKIN, 1996).

Mais especificamente, a política monetária pode impactar o produto real e o nível de preços - pelo menos no curto prazo - através do canal do crédito por intermédio de dois principais mecanismos: um que ressalta a sua influência sobre a posição financeira dos tomadores de empréstimo e portanto, sobre a capacidade desses agentes de obter crédito (canal do balanço patrimonial) e outro que ressalta seu impacto sobre a capacidade dos bancos de concederem empréstimos à tomadores com dificuldades de acessar outras fontes de crédito (canal do empréstimo bancário) (AUÉL e DE MENDONÇA, 2011). Os mecanismos citados surgem em decorrência de problemas de agência no mercado creditício e esclarecem como as decisões do Banco Central são capazes de afetar o prêmio de financiamento externo (BERNANKE e GERTLER, 1995).

O canal do balanço patrimonial (*balance sheet channel ou acelerador financeiro*), cuja importância aparenta ser consenso entre economistas, explicita que o prêmio de financiamento externo é inversamente proporcional ao patrimônio líquido do tomador de empréstimo, visto que quanto mais sólida for a posição financeira do agente, maior tende a ser a probabilidade de cumprir o contrato e ter seus interesses alinhados aos do emprestador. Isto pois o agente tem a capacidade de financiar internamente uma proporção maior dos seus gastos e oferecer um valor colateral maior. Sendo assim, a posição financeira do tomador é um fator determinante das condições de crédito que enfrenta. Logo, uma piora desta posição agrava problemas de seleção adversa (SA) e risco moral (RM), o que reduz o volume de recursos emprestáveis à disposição do tomador (Re), influenciando negativamente as suas decisões de gastos e investimento,

contraindo a demanda agregada e o produto real. (BERNANKE e GERTLER, 1995; MISHKIN, 1995).

Destarte, a política monetária pode afetar o balanço dos agentes de três principais maneiras. Primeiramente, considerando uma contração monetária, o aumento da taxa de juros eleva o serviço da dívida de curto prazo das firmas, o que piora a situação financeira em decorrência da redução do fluxo de caixa (FC). O primeiro esquema para o canal de balanços pode ser representado a seguir:

$$\downarrow M \rightarrow \uparrow i \rightarrow \downarrow FC \rightarrow \uparrow SA \text{ e } \uparrow RM \rightarrow \uparrow \text{Prêmio} \rightarrow \downarrow Re \rightarrow \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Em adição, um aperto monetário pode deteriorar o patrimônio líquido das empresas na medida em que reduz o preço das ações - por meio do processo descrito na seção do preço dos ativos - agravando os problemas de assimetria de informação no mercado de crédito, o que provoca um declínio no volume de empréstimos disponível para financiar projetos de investimento. Então, é possível esquematizar outro caminho de propagação da política monetária pelo canal do balanço:

$$\downarrow M \rightarrow \uparrow i \rightarrow \downarrow Pa \rightarrow \uparrow SA \text{ e } \uparrow RM \rightarrow \uparrow \text{Prêmio} \rightarrow \downarrow Re \rightarrow \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Por fim, além de sua relação com o balanço das empresas, o canal do crédito conecta a política monetária à economia através de alterações do patrimônio dos consumidores, particularmente das famílias. De acordo com Mishkin (1996), similarmente ao que acontece com as firmas, um aperto monetário que eleva a taxa de juros prejudica a posição financeira das famílias ao afetar adversamente o fluxo de caixa. Com isso, ocorre redução do volume de recursos emprestáveis à disposição das famílias que não tem acesso a outras fontes de crédito, provocando um declínio do consumo de bens duráveis e aquisição de imóveis, por exemplo. De forma esquemática:

$$\downarrow M \rightarrow \uparrow i \rightarrow \downarrow FC \rightarrow \uparrow SA \text{ e } \uparrow RM \rightarrow \uparrow \text{Prêmio} \rightarrow \downarrow Re \rightarrow \downarrow \text{Consumo de bens duráveis e imóveis} \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Tendo em vista que os bancos comerciais são especializados em resolver problemas de assimetria de informação, as classes de agentes mais sujeitas aos custos de agência⁷ serão dependentes de crédito bancário. Neste contexto, o canal do empréstimo bancário (*bank-lending channel*) explicita que um aperto monetário que aumenta a taxa de juros, diminuindo as reservas bancárias (R_b), leva à uma redução dos depósitos bancários (D_b). Como consequência, reduz o volume de empréstimos concedidos pelos bancos comerciais (E_b). Considerando que certos agentes só têm acesso ao mercado creditício através destes empréstimos, a contração da oferta do crédito bancário relativamente a outras fontes tende a aumentar o prêmio de financiamento externo, o que afeta negativamente os gastos com investimento e possivelmente consumo, culminando na desaceleração da atividade econômica. (BERNANKE e GERTLER, 1995; MISHKIN, 1995). Esquematizando:

$$\downarrow M \rightarrow \uparrow i \rightarrow \downarrow R_b \text{ e } \downarrow D_b \rightarrow \downarrow E_b \rightarrow \uparrow \text{Prêmio} \rightarrow \downarrow I \text{ e } \downarrow C \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

O trabalho de Bernanke e Blinder (1988) é bastante conhecido por sua contribuição inicial para a descrição deste processo. Os autores modificaram o modelo IS-LM para refletir também o mercado de crédito. Diferentemente da versão tradicional (ou da moeda), na qual existem dois ativos - moeda e títulos- e uma única taxa de juros, o empréstimo bancário passa a ser considerado um ativo relevante no modelo, com a nova curva que representa o mercado de bens (*CC - commodities and credit*) dependendo tanto da taxa de juros de títulos, quanto da taxa de juros de empréstimo. Como resultado, a demanda agregada é afetada por choques monetários não apenas via efeitos da taxa de juros, mas também por um efeito adicional. Este último é provocado por alterações da oferta de crédito bancário, que intensifica a contração dos gastos com investimento das firmas dependentes de empréstimos bancários, amplificando o impacto sobre o lado real.

Para que o canal do empréstimo bancário de fato opere na transmissão da política monetária, três condições necessariamente devem ser satisfeitas. A primeira estabelece que pelo menos algumas classes de firmas precisam depender de crédito bancário, ou seja, títulos e empréstimos bancários não devem ser substitutos perfeitos como uma fonte de financiamento

⁷ De acordo com o Corporate Finance Institute (CFI), os custos de agência são uma consequência dos problemas de principal-agente, que ocorrem quando os interesses do principal (parte desinformada) e do agente (parte informada) estão desalinhados. Então, os custos de agência representam as despesas associadas à resolução dos conflitos de interesse e ao gerenciamento da relação das partes envolvidas no acordo. Disponível em: <https://corporatefinanceinstitute.com/resources/knowledge/finance/agency-costs/>. Acesso em: 7 de setembro de 2022.

externo. Já a segunda, determina que as operações de mercado aberto realizadas pelo Banco Central devem influenciar a oferta de crédito bancário. Isto implica que os bancos não conseguem substituir perfeitamente depósitos bancários por fundos menos intensivos em reservas. Por fim, tem-se que a moeda não pode ser neutra, pelo menos no curto prazo. Esta terceira condição é necessária para que a política monetária exerça qualquer efeito real sobre a economia, inclusive através do canal da taxa de juros. (BERNANKE e BLINDER, 1988; KASHYAP e STEIN, 1993).

Em relação a terceira condição, existem evidências consideráveis na literatura econômica que acusam a não-neutralidade da moeda no curto prazo, então costuma-se assumir que ela é satisfeita. São as outras duas condições que efetivamente diferenciam a visão do crédito da visão convencional do mecanismo de transmissão. Enquanto a primeira condição aparenta ser mais amplamente aceita, a segunda gera controvérsias quanto a existência do canal do empréstimo bancário, uma vez que não há um consenso entre economistas sobre a capacidade da política monetária de afetar a oferta de empréstimos bancários e qual seria a magnitude do efeito de flutuações nesta oferta sobre nível de atividade econômica. (KASHYAP e STEIN, 1993; PEEK e ROSENGREN, 2013).

De acordo com Peek e Rosengren (2013), fontes alternativas de crédito (fontes não bancárias) não conseguem substituir perfeitamente os empréstimos bancários para pelo menos alguns agentes, principalmente pequenas empresas, em decorrência da presença de informações assimétricas no mercado de crédito e razões institucionais - como a dificuldade de acesso ao mercado de capitais - que as tornam mais propensas a incorrer em custos de agência. Assim sendo, o “efeito clientela”⁸ nos empréstimos bancários faz com que várias firmas sejam dependentes de crédito bancário.

No que se trata da segunda condição, Kashyap e Stein (1993) abordam três fatores que indicam que Banco Central consegue afetar a oferta de empréstimos bancários com operações de mercado aberto: i) os bancos não conseguem proteger suas carteiras de empréstimos dos choques nas reservas apenas variando irrestritamente a carteira de títulos; ii) a presença de assimetria de informação implica que os bancos não são capazes de ter acesso a fundos menos intensivos em reserva sem incorrer em custos; e iii) com a presença de regulações que impõem

⁸ O efeito clientela puro foi elaborado no contexto do mercado financeiro e é “a theory which states that different policies attract different types of investors, and changes to the policies will cause a shift in demand for the company’s stock by investors, impacting its share price. In other words, [...] is the existence of groups of investors who are attracted to investing in companies with specific policies.” CFI. Clientele Effect. Disponível em: <https://corporatefinanceinstitute.com/resources/knowledge/trading-investing/clientele-effect/>. Acesso em: 26 de abril de 2022.

limites sobre o nível de alavancagem dos bancos, estes ficam sujeitos a custos de ajuste para se adequarem a alavancagem imposta, precisando manter mais títulos do que necessário em carteira (KASHYAP e STEIN, 1993 apud SOUZA SOBRINHO, 2003). Ressalta-se que “[...] individual banks do differ with respect to how, and to what extent, they respond to this decline in reserves.” (PEEK e ROSENGREN, 2013, p. 6-7)⁹.

Ainda segundo Kashyap e Stein (1993), é importante identificar o canal do crédito porque sua existência implica que é possível afetar a atividade econômica sem grades ajustes da taxa de juros de reservas bancárias e que a política monetária pode ter impactos distributivos relevantes para a formulação de políticas, que não seriam capturados pelos modelos tradicionais. Em adição, sugerem que a sensibilidade do canal do crédito às características institucionais do mercado financeiro torne-o essencial para compreender como inovações no setor podem afetar a eficácia da política monetária. Complementarmente, conforme Souza Sobrinho (2003, p. 22), “[...] existe uma relação direta entre canal de crédito, estrutura financeira e flutuações econômicas associadas a crises financeiras.”.

De um modo geral, os modelos de acelerador financeiro têm como principal foco o canal do crédito operando na amplificação das flutuações dos investimentos das firmas. No entanto, com a Crise de 2008 – Grande Recessão – percebeu-se a importância das expansões da oferta de crédito para as famílias e do grau de alavancagem das famílias na determinação de ciclos de negócio e eventual geração de crises.

Mian e Sufi (2018) se referem ao mecanismo acima como canal de demanda das famílias impulsionado pelo crédito (*credit-driven household demand channel*) e apresentam os três principais pilares que o compõem. Primeiramente, tem-se que a expansão da oferta de crédito¹⁰ é capaz de desencadear um ciclo de crescimento e contração da dívida das famílias e atividade econômica. Em segundo lugar, os impactos da fase expansionista do ciclo de crédito sobre a economia real são causados sobretudo pelo aumento da demanda das famílias. Por fim, quando ocorre a contração da oferta de crédito, observa-se uma retração na demanda agregada, uma vez que os gastos das famílias devedoras caem consideravelmente, seguida de desaceleração da atividade econômica como um todo. Ressalta-se que a rigidez nominal dos preços, as restrições da política monetária e distorções no setor bancário contribuem para os efeitos nocivos da recessão.

⁹ Tradução nossa: “Os bancos individuais diferem em relação a como e em que medida respondem a esse declínio nas reservas”.

¹⁰ Para Mian e Sufi (2018), uma expansão na oferta de crédito ocorre quando os credores promovem um aumento da quantidade de crédito ou redução da taxa de juros de empréstimos por razões alheias a alterações na produtividade ou renda dos tomadores.

Os autores apresentam uma série de evidências empíricas para sustentar os pilares expostos. Destacam-se as conclusões de estudos recentes que sugerem que a oferta de crédito opera de forma mais significativa pelo lado da demanda agregada, ao possibilitar o aumento do consumo por partes das famílias, se comparado com o lado da oferta, via estímulos do investimento empresarial e emprego. Complementarmente, o nível de endividamento das famílias aparenta ser relevante no que tange a previsão de crises.

Conforme IMF (2017), existe uma relação entre períodos de crescimento da dívida das famílias e aumentos tanto da razão consumo/PIB, quanto das importações de bens de consumo. Porém, nestes cenários, a razão investimento/PIB tende a permanecer inalterada. De forma mais específica, em economias avançadas, o ciclo de expansão/retração do consumo desencadeado por uma elevação do endividamento das famílias é substancialmente mais rigoroso do que o ciclo do PIB real.

No caso de economias emergentes, Bahadir e Gumus (2016) mostram que enquanto a razão dívida das famílias/PIB apresentou crescimento relevante na maioria dos países considerados – isto é, Argentina, Brasil, Chile, Coreia, México, África do Sul, Tailândia e Turquia - desde o início da década de 1990, a razão crédito empresarial/PIB dos mesmos se manteve relativamente estável para o período. Além disto, pontuam que mudanças no crédito para famílias têm correlações significantes com resultados reais (como produção, consumo e investimento), que são mais expressivas do que as apresentadas por alterações do crédito empresarial.

Em relação a transmissão da política monetária através do canal do crédito, a quantidade de trabalhos empíricos aplicados ao Brasil aumentou consideravelmente nas últimas décadas. Uma parte considerável destes estudos apresenta evidências que suportam a “visão do crédito” com base em dados de séries temporais agregados. Pode-se destacar os trabalhos de Souza Sobrinho (2003), de Mello e Pisu (2009), Auel e de Mendonça (2011) e Montes e Machado (2013).

Souza Sobrinho (2003) buscou evidências do funcionamento do canal de empréstimos bancários no Brasil para o período de 1996 a 2001 através de uma análise descritiva e testes econométricos. Como resultado da primeira, constatou que os principais indicadores do mercado de crédito, da política monetária e da economia real apresentam relações condizentes com a teoria do canal do crédito, apesar do elevado custo de crédito e da baixa razão crédito/PIB no país. Já no caso da segunda, obteve evidências que corroboram os resultados encontrados na parte descritiva e mostraram que um arrocho monetário é capaz de reduzir o ritmo da atividade

econômica por meio do efeito no mercado de crédito. Além disso, no que tange a transmissão de inovações monetárias, observou que o mercado de crédito possui mais relevância do que o mercado monetário. Em suma, conclui que o canal do crédito bancário é importante para o caso brasileiro.

Na mesma linha, de Mello e Pisu (2009) concluem que uma razão crédito/PIB relativamente baixa não impede que o canal de empréstimos bancários seja ativo na transmissão da política monetária. Ademais, os resultados do estudo indicam que mudanças na taxa de certificado de depósito interbancário são capazes de corrigir os desequilíbrios de curto prazo da oferta de empréstimos, sugerindo que a política monetária é importante para a restauração do equilíbrio no mercado de crédito, e uma relação negativa entre a oferta de empréstimos e a taxa interbancária é encontrada, evidenciando a existência do canal de empréstimos bancários no país. Metodologicamente, o trabalho verifica a existência de um canal de empréstimos bancários no Brasil por meio de testes de restrição de homogeneidade em múltiplos vetores de cointegração com base em um modelo de VECM, que se apoia em dados agregados mensais de dezembro de 1995 até junho de 2008. Os autores encontram dois vetores de cointegração, identificados como equação de oferta e demanda por empréstimos.

Com o objetivo de analisar a relevância macroeconômica dos canais do crédito no Brasil, Auel e de Mendonça (2011) estimam três conjuntos de modelos pelo método GMM, para evitar problemas de identificação, com base em dados de 2002 a 2009. O primeiro verifica o efeito de choques sobre variáveis econômicas essenciais para a oferta de crédito, o segundo investiga o efeito dessas mesmas variáveis sobre o spread bancário e o terceiro analisa o impacto de mudanças nas condições do mercado creditício sobre o produto da economia. Em adição, avaliam os efeitos de choques sobre as variáveis relevantes desses modelos por meio de uma análise VAR. Os resultados não permitem afirmar que uma retração da oferta de crédito necessariamente impacta o produto de forma negativa, porém confirmam que aumento do spread de crédito afeta negativamente o produto, indicando que o canal do crédito funciona através dessa variável. No geral, as descobertas sugerem que os efeitos de choques no spread de crédito e na oferta de crédito são compatíveis com a teoria em questão. Ainda, encontram evidências de que choques na taxa de juros não são transmitidos para a economia de forma direta, mas pelos canais do crédito.

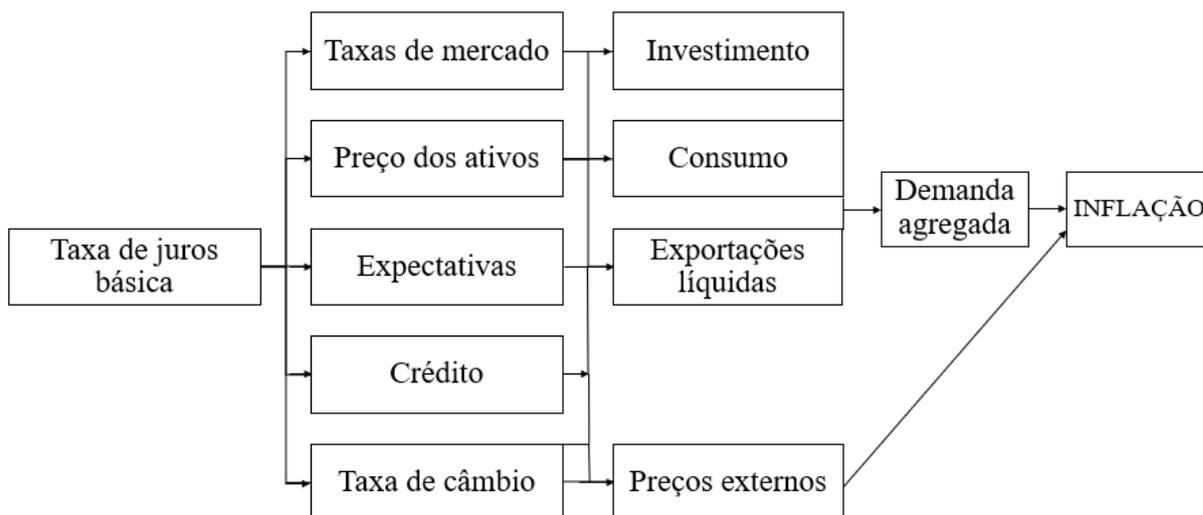
De maneira complementar, Montes e Machado (2013) desenvolvem um modelo teórico baseado nos trabalhos de Bernanke e Blinder (1988) e Ferreira (2010), incorporando o efeito da credibilidade em um regime de metas de inflação sobre a oferta de crédito, para verificar

empiricamente a transmissão da política monetária pelo canal do crédito no Brasil, assim como testar se oferta de crédito é afetada pela maturidade do regime de metas de inflação, nível da atividade econômica e política monetária. Os testes são realizados a partir dos métodos de estimação MQO, GMM e VAR. Os resultados indicam que a oferta de crédito na economia é afetada de forma inversa pela política de ajuste da taxa básica de juros (política monetária) e positivamente pelo nível da atividade econômica e credibilidade do sistema. Além disto, a análise de VAR mostrou que o hiato do produto e emprego são influenciados pela oferta de crédito, a política monetária afeta a atividade econômica e o canal do crédito funciona como um mecanismo de transmissão.

Já a literatura empírica que aborda o papel do crédito para famílias na propagação da política monetária no país é mais limitada. Cabe citar os trabalhos de Denardin e Balbinotto Neto (2012) e Evangelista e de Araújo (2018). Utilizando o método dos Vetores Autorregressivos (VAR) e analisando o comportamento de funções impulso resposta, os autores obtiveram resultados que sugerem que o mercado de crédito para pessoas físicas é afetado por choques monetários de maneira mais significativa do que o mercado para pessoas jurídicas. No entanto, apenas o segundo trabalho investiga o impacto de alterações no mercado creditício - via taxa média de empréstimo para pessoas físicas e jurídicas - sobre a economia real. Os resultados são favoráveis à visão do crédito.

Tendo em vista a relevância atual do tema, o objetivo principal deste trabalho é estudar como a concessão de crédito para pessoas físicas afeta o processo de transmissão da política monetária no Brasil. Ademais, toma-se como objetivo secundário investigar a relação dinâmica entre consumo, crédito e nível de alavancagem das famílias, assim como a relação das últimas duas com a atividade econômica.

Esquema 1 – Principais Mecanismos de Transmissão da Política Monetária



Autoria Própria. Fonte: Banco Central do Brasil

3. Metodologia e Apresentação dos Dados

Conforme explicitado por Auel e de Mendonça (2011), os trabalhos empíricos relacionados ao canal do crédito costumam consistir em análises de dados de séries temporais agregados em nível de país ou de dados desagregados por firmas (microdados ou cross-section). Enquanto o primeiro método permite inferir sobre a significância macroeconômica dos canais do crédito, o segundo possibilita a diferenciação entre os tipos de canais e identificação do efeito de falhas de mercado no setor bancário.

Visto que o objetivo deste trabalho é investigar os efeitos macroeconômicos que a política monetária exerce sobre a economia real através do canal do crédito para famílias, o estudo empírico realizado baseou-se na análise de dados de séries temporais para o período de 2005 a 2022, a partir do uso de modelos VAR para derivar as funções de resposta ao impulso. Portanto, a finalidade deste capítulo é apresentar a metodologia e a base de dados empregadas, assim como evidenciar as variáveis relevantes para a construção e estimação dos modelos.

3.1. VAR e Função Resposta ao Impulso

A abordagem dos modelos VAR como um instrumento para estudar relações básicas em dados macroeconômicos foi introduzida por Sims (1980) e é comumente utilizada em trabalhos empíricos sobre os mecanismos de transmissão da política monetária. O VAR consiste em um

sistema de equações simultâneas capaz de detectar as relações de interdependência entre as variáveis do modelo e analisar os efeitos de inovações (choques estocásticos) sobre as mesmas.

Mais especificamente, é um sistema no qual cada variável é modelada como dependente das suas defasagens e defasagens das demais variáveis do sistema. Os parâmetros dessas equações são estimados por MQO. A metodologia é particularmente adequada uma vez que retrata as relações dinâmicas entre as variáveis, que são geralmente analisadas por meio das funções resposta ao impulso (IRF), sem impor muitas restrições à estrutura econômica. O método IRF faz uso dos modelos estimados para avaliar a resposta de variáveis-chave à um distúrbio próprio ou um choque estrutural em outra variável do sistema ao longo do tempo. (BERNANKE e GERTLER, 1995; SIMS, 1980).

Desta forma, a análise das funções impulso resposta permite a investigação dos impactos de um choque estrutural no instrumento de política monetária (taxa básica de juros) sobre as demais variáveis macroeconômicas de interesse. Ainda, possibilita a verificação da significância estatística, direção e do *timing* de propagação dos choques.

Os modelos VAR a serem considerados seguem a seguinte representação padrão:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + u_t$$

onde Y_t é um vetor de variáveis endógenas no instante t ; α é um vetor de constantes; A_i é uma matriz de coeficientes com $i=0, \dots, p$ defasagens; e u_t é um vetor de erros (termos aleatórios) com média zero, variância constante e serialmente não correlacionados. Portanto, as séries de interesse devem ser estacionárias $I(0)$ para que os parâmetros sejam estimados corretamente.

Para identificar os distúrbios ortogonais u_t e obter as funções impulso-resposta, Sims (1980) recomendou a técnica de identificação chamada decomposição de Cholesky. Esta impõe $\{(n^2-n)/2\}$ restrições na matriz para identificar todos os parâmetros estruturais do modelo, ordenando os resíduos de forma triangular. Tal estrutura recursiva implica que a ordenação das variáveis no VAR influencia os resultados das funções impulso-resposta derivadas da decomposição. Tem-se que a primeira variável no ordenamento não é afetada por choques contemporâneos nas demais variáveis, sendo então a mais exógena do sistema, mas choques na primeira afetam as outras variáveis contemporaneamente. Já os choques na segunda variável afetam as variáveis seguintes no mesmo período, mas a segunda responde apenas à choques contemporâneos na primeira variável do sistema, e assim por diante. (EVANGELISTA e DE ARAÚJO, 2018).

Além da análise IRF, o VAR pode ser interpretado a partir da decomposição da variância do erro de previsão. A decomposição da variância mostra quanto da variância do erro de previsão de uma série é originada de choques na própria série e nas demais séries do sistema. Este instrumento também exige a aplicação de uma técnica de identificação, como a decomposição de Cholesky (ENDERS, 1995). No presente estudo, ambas as ferramentas foram utilizadas para melhor examinar as relações macroeconômicas entre as variáveis de interesse.

3.2. Base de Dados

A base de dados utilizada é composta por um conjunto de dados mensais, que compreendem o período de fevereiro de 2005 a março de 2022, e uma amostra trimestral, que se refere ao segundo trimestre de 2005 até o quarto trimestre de 2021. Houve a necessidade de construir dois modelos distintos: (I) um que possibilitasse a análise dos impactos da política monetária sobre consumo (uma variável fluxo calculada trimestralmente pelo Sistema de Contas Nacionais); e (II) outro que capturasse o tempo preciso de resposta das variáveis aos choques monetários¹¹. Ademais, as séries de endividamento e comprometimento da renda das famílias com o Sistema Financeiro Nacional (SFN) estão disponíveis somente a partir de 2005, o que justifica o período selecionado.

Os dados foram coletados junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Banco Central do Brasil (BCB) e Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Ressalta-se que apenas a série referente ao consumo das famílias é disponibilizada na fonte com periodicidade trimestral. Portanto, para estimar o modelo I foi preciso trimestralizar as observações mensais das variáveis de interesse, que serão especificadas na próxima seção.

As séries originais são: Índice de Atividade Econômica do Banco Central com ajuste sazonal (IBC-BR, número índice média 2002=100) – série 24364 - BCB; Taxa de juros Over Selic acumulada no mês (% a.m.) – IPEA; Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA, número índice média dez.1993=100) – IPEA; Volume total das concessões de crédito com recursos livres encadeadas ao crédito referencial para pessoas físicas (R\$ milhões) – série 21279 – BCB; Endividamento das famílias com o SFN em relação à renda acumulada dos últimos doze meses (%) – série 29037 – BCB; Comprometimento de renda das famílias com o serviço da dívida com o SFN com ajuste sazonal (%) – série 29034 – BCB; Variação trimestral do índice de volume do consumo das famílias com ajuste sazonal (média 1995 = 100) – IBGE.

¹¹ De acordo com Bernanke e Gertler (1995), o uso de dados mensais permite atingir tal objetivo.

3.3. Variáveis e Modelos

Como especificado previamente, dois modelos foram estimados para avaliar como a concessão de crédito às famílias contribui para o processo de transmissão da política monetária. O vetor de variáveis endógenas do modelo mensal (modelo II) é composto por:

LOG_IBCBBR é o logaritmo do IBC-BR. Corresponde ao indicador de atividade econômica mensal. Pressupõem-se que atua como uma medida de demanda por crédito.

INFLACAO é a variação mensal do IPCA, cuja função é medir o aumento de preços de um conjunto de bens e serviços comercializados no varejo, referentes ao consumo pessoal das famílias com rendimentos entre 1 e 40 salários mínimos.

SELIC representa a taxa de juros over Selic acumulada no mês, tendo como base a Selic diária. É a taxa de juros básica da economia e constitui o principal instrumento de política monetária adotado pelo BCB.¹²

LOG_CREDITO é o logaritmo do volume de concessões de crédito com recursos livres para pessoas físicas. A série foi tomada em termos reais, seu valor foi corrigido para preços de janeiro de 2005, deflacionada pelo IPCA. Corresponde ao indicador do mercado de crédito para famílias.

ENDIVIDAMENTO é a diferença mensal da taxa de endividamento das famílias com SFN em relação à renda acumulada dos últimos doze meses. Representa um indicador de alavancagem das famílias.

No que se trata do modelo trimestral (modelo I), as seguintes variáveis foram utilizadas:

CONSUMO é a variação real do índice de volume trimestral do consumo das famílias. Corresponde ao indicador de atividade econômica diretamente ligado às famílias.

¹² A escolha da taxa básica de juros como indicador de política monetária está de acordo a maior parte da literatura empírica que aborda a transmissão da política monetária. Segundo Denardin e Balbinotto Neto (2012, p. 6): “Supõe-se que a taxa Selic reflita apenas ações de política monetária, e não o estado corrente da economia, o que significa que flutuações de curto prazo nas variáveis sejam dominadas apenas por mudanças no padrão de política.”

Pressupõem-se que atua como uma medida de demanda por crédito.

INFLACAOT é a variação trimestral acumulada do IPCA.

SELICT representa a taxa de juros over Selic acumulada no trimestre, tendo como base a série da Selic acumulada no mês. Representa o indicador de política monetária.

LOG_CREDITOT é o logaritmo do volume trimestral acumulado de concessões de crédito com recursos livres¹³ para pessoas físicas. A série foi tomada em termos reais, seu valor foi corrigido para os preços do primeiro trimestre de 2005, deflacionada pelo IPCA. É o indicador do mercado de crédito para famílias.

COMP_RENDA é a taxa mensal do comprometimento de renda das famílias com o serviço da dívida. A série utilizada é composta pelos valores correspondentes ao último mês de cada trimestre, visto que a série original é calculada com base na proporção entre os valores médios trimestrais a serem pagos mensalmente no serviço das dívidas com o SFN e a renda média trimestral das famílias líquidas de impostos. Representa um indicador de alavancagem das famílias.¹⁴

Com o intuito de verificar a condição fundamental de estacionariedade das séries, foram realizados os testes usuais de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e o teste Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS). A hipótese nula dos dois primeiros assume que a série testada possui raiz unitária, ou seja, não é estacionária. Já a hipótese nula do teste KPSS é a de estacionariedade das séries. Os resultados¹⁵ evidenciam que apenas INFLACAO, INFLACAOT, CONSUMO e ENDIVIDAMENTO são estacionárias $I(0)$ a pelo menos 1% de significância. Porém, os testes para as demais séries em primeira diferença indicam que todas tonam-se estacionárias após uma diferenciação, portanto, estas foram modeladas em primeira diferença.

Os dois modelos VAR foram estimados com base na seguinte ordenação de Cholesky:

CONSUMO, INFLACAOT, SELICT, LOG_CREDITOT, COMP_RENDA (Modelo 1 ou

¹³ A modalidade de crédito livre foi escolhida para representar o mercado de crédito para famílias porque, conforme Denardin e Balbinotto Neto (2012), é mais sensível aos choques de política monetária por estar sujeita às reais condições de mercado, diferentemente do crédito direcionado.

¹⁴ As variáveis de atividade econômica e do crédito sofreram transformação logarítmica, então são interpretadas como a taxa de crescimento acumulada relativa à base. Já as séries da inflação, da Selic, consumo e alavancagem das famílias são expressas em percentagem, dessa forma, são interpretadas como variações percentuais relativas à base.

¹⁵ Apêndice 1.

trimestral);¹⁶

LOG_IBCBR, INFLACAO, SELIC, LOG_CREDITO, ENDIVIDAMENTO (Modelo 2 ou mensal);¹⁷

A ordem de inclusão das variáveis nos modelos segue os trabalhos de Denardin e Balbinotto Neto (2012), Evangelista e de Araújo (2018), entre outros que abordam a transmissão da política monetária pelo canal do crédito com base na análise de VAR. Embora ambos os modelos tenham sido estimados com o propósito de verificar os efeitos de um choque no instrumento de política monetária sobre as operações de crédito com recursos livres de pessoas físicas, têm finalidades diferentes acerca da avaliação dos impactos do canal do crédito sobre a economia real.

A estimação do modelo 1 permitiu investigar mais a fundo a operacionalidade do crédito pelo lado da demanda das famílias, uma vez que possibilitou a análise dos impactos de um choque positivo no mercado de crédito para pessoas físicas sobre o consumo e o comprometimento de renda das famílias. Ademais, foi possível averiguar a direção e magnitude com que uma alteração no grau de alavancagem das famílias afeta a taxa de crescimento real do consumo, e vice-versa.

Já o modelo 2, além de ter sido estimado com o objetivo de capturar o tempo preciso das respostas das variáveis aos choques de interesse, viabilizou a investigação do primeiro pilar do canal da demanda das famílias impulsionado pelo crédito, exposto por Mian e Sufi (2018), ao permitir a análise do comportamento da atividade econômica e do endividamento das famílias frente a um choque positivo no crédito.

A ordenação adotada segue a suposição de que a atividade econômica e o consumo não sofrem efeitos contemporâneos das demais variáveis do sistema, considerando que as decisões de produção e consumo são realizadas com certa defasagem. A inflação, por sua vez, apenas responde contemporaneamente às alterações na atividade econômica e no consumo. Já a taxa Selic é influenciada sem defasagens por choques de produção/consumo e de preços. Ademais, o crédito ajusta-se a choques de produção, preços e política monetária no mesmo período. Por

¹⁶ Um modelo trimestral para atividade econômica foi estimado, com a taxa de crescimento real do Produto Interno Bruto no lugar da variável consumo. Entretanto, optou-se por não o apresentar no estudo, pois o modelo mensal (ou 2) forneceu melhores resultados.

¹⁷ Ressalta-se que um modelo similar foi estimado com a inclusão de uma variável representativa do preço das operações de crédito (o *spread* médio das operações com recursos livres para pessoas físicas). Porém, nesse caso, os dados só estão disponíveis a partir de 2011. Como apresentou indícios de autocorrelação serial e os resultados obtidos foram muito similares àqueles adquiridos com a estimação do modelo 2 descrito, optou-se por preservar o maior número de observações e não reportar as descobertas com modelo alternativo neste trabalho.

fim, os indicadores de alavancagem das famílias, as variáveis mais endógenas do sistema, são afetados contemporaneamente por inovações em todas as outras variáveis.

4. Resultados

O objetivo do presente capítulo é expor os principais resultados dos dois modelos VAR estimados. As estimativas dos parâmetros obtidas com o VAR não serão diretamente interpretadas, mas podem ser encontradas nos Apêndices 2 e 3 em conjunto com as estatísticas associadas. Neste estudo, a interpretação dos resultados consiste na análise das funções impulso-resposta das principais variáveis de interesse e da decomposição da variância do erro. Além disso, os testes usuais realizados para definição do número ótimo de defasagens e diagnóstico de resíduos (autocorrelação e heterocedasticidade) em cada modelo serão expostos.

4.1. Testes Econométricos Relevantes

Para definir o número ideal de defasagens de cada modelo verificou-se os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC), Hannan-Quinn (HQ), a estatística de teste LR modificada sequencial (LR) e o erro final de previsão (FPE). Em seguida, aplicou-se os testes LM de autocorrelação de resíduos para as defasagens sugeridas.

Com base na Tabela 1 abaixo, os critérios de informação indicam que o número ótimo de defasagens para o modelo trimestral (2T2005:4T2021) é de 1 ou 2. Considerando que ao nível de significância de 10% não é possível descartar a hipótese de autocorrelação serial na primeira defasagem, como mostra a Tabela 2, o modelo foi estimado com duas defasagens. Vale ressaltar que o correlograma não indica presença de correlações estatisticamente significantes (com limite de dois desvios padrão) para as duas primeiras defasagens. No entanto, deve-se assumir que os resíduos no modelo 1 são serialmente correlacionados.

Tabela 1 - Testes de Número de Defasagens Modelo 1

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	4.04e-05	4.071.531	4.244553*	4.139.340
1	76.64527	2.28e-05	3.497.653	4.535.787	3.904507*
2	45.77772*	2.11e-05*	3.401770*	5.305.017	4.147.671

3	3.443.434	2.32e-05	3.456.235	6.224.594	4.541.181
4	2.045.906	3.44e-05	3.764.431	7.397.902	5.188.422
5	3.491.246	3.32e-05	3.586.604	8.085.187	5.349.641

* indica a ordem de defasagem selecionada pelo critério de informação

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

Tabela 2 - Testes LM de Autocorrelação Serial Modelo 1

H0: Sem correlação serial na defasagem h				
Lag	LRE* stat	Prob.	Rao F-stat	Prob.
1	3.509.497	0.0865	1.451.912	0.0877
2	2.194.134	0.6391	0.873646	0.6410
3	2.743.281	0.3346	1.109.834	0.3368
H0: Sem correlação serial na defasagem 1 até h				
Lag	LRE* stat	Prob.	Rao F-stat	Prob.
1	3.509.497	0.0865	1.451.912	0.0877
2	5.951.976	0.1677	1.219.487	0.1749
3	8.954.515	0.1206	1.230.775	0.1374

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

No caso do modelo mensal (2M2005:3M2022), os critérios LR, FPE e AIC apresentados na Tabela 3 apontam para 3 defasagens, que foi o número escolhido. Diferentemente do modelo 1, não é possível rejeitar a hipótese de ausência de correlação serial para nenhuma das defasagens testadas pelos testes LM (Tabela 4). Sendo assim, é razoável assumir que não há autocorrelação dos resíduos no modelo 2.

Tabela 3 - Testes de Número de Defasagens Modelo 2

Lag	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	1.40E-12	-13.10351	-13.02018	-13.06978
1	360.9921	2.73E-13	-14.73972	-14.23974*	-14.53732
2	80.15263	2.29E-13	-14.91684	-14.00021	-14.54578*
3	52.40473*	2.21E-13*	-14.95256*	-13.61928	-14.41284
4	25.42194	2.47E-13	-14.8432	-13.09327	-14.13481
5	30.72443	2.67E-13	-14.76906	-12.60248	-13.89202
6	17.76426	3.11E-13	-14.62227	-12.03904	-13.57656
7	19.9854	3.57E-13	-14.4926	-11.49272	-13.27822
8	35.2875	3.71E-13	-14.46499	-11.04846	-13.08195

* indica a ordem de defasagem selecionada pelo critério de informação

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

Tabela 4 - Testes LM de Autocorrelação Serial Modelo 2

H0: Sem correlação serial na defasagem h				
Lag	LRE* stat	Prob.	Rao F-stat	Prob.
1	23.59335	0.5430	0.94406	0.5431
2	32.66184	0.1397	1.315854	0.1399
3	30.05294	0.2223	1.208378	0.2224
4	18.10852	0.8377	0.721618	0.8378
H0: Sem correlação serial na defasagem 1 até h				
Lag	LRE* stat	Prob.	Rao F-stat	Prob.
1	23.59335	0.5430	0.94406	0.5431
2	48.39748	0.5379	0.967898	0.5385
3	63.41784	0.8274	0.840149	0.8283
4	82.09256	0.9037	0.812121	0.9049

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

Ademais, é preciso verificar se os resíduos dos modelos são heterocedásticos. A presença de heterocedasticidade dos resíduos indica que a variância do termo erro se altera com a amostra, o que gera estimadores ineficientes de variâncias, invalidando as estatísticas usuais t e F e os intervalos de confiança tradicionais. O problema de autocorrelação serial também implica a ineficiência dos estimadores de MQO. (WOOLDRIGE, 2006). O teste de heterocedasticidade empregado no presente estudo foi o Teste de White, cuja hipótese nula é de variância condicional do erro constante (resíduos homocedásticos).

Tabela 5 - Teste de Heterocedasticidade de White

Teste conjunto para o Modelo 1			Teste conjunto para o Modelo 2		
Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.
346.4755	300	0.0333	528.3769	450	0.0063

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

Como pode ser observado na Tabela 5, deve-se rejeitar a hipótese nula ao nível de significância de 5% nos dois modelos estimados. Portanto, conclui-se que tanto o modelo 1 quanto o 2 apresentam resíduos heterocedáticos. Uma vez que os problemas de correlação serial e heterocedasticidade afetam as estimativas do desvio padrão e os testes de hipótese usuais não são mais válidos, dificultando a avaliação da significância estatística, não faz sentido tentar interpretar diretamente os coeficientes dos modelos VAR. Entretanto, a análise das funções impulso resposta e da decomposição da variância não ficam comprometidas se os

intervalos calculados com base na inferência estatística tradicional não forem utilizados nas simulações.

Desta forma, para contornar o problema, derivou-se as funções de resposta ao impulso dos modelos 1 e 2 simulando o intervalo de confiança por meio de *bootstrap* com base em 10000 replicações. Ademais, a decomposição da variância dos erros de previsão das variáveis de interesse foi obtida aplicando Monte Carlo.

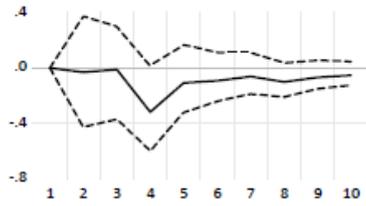
4.2. Resultados Modelo 1

A Figura 1 apresenta as funções de resposta a impulso do modelo 1 para o horizonte temporal de dez trimestres. As linhas pontilhadas representam os intervalos de confiança a 95% usando *bootstrap* de percentil padrão com 10000 repetições e a linha preta a trajetória da variável de interesse devido ao choque em outra variável endógena específica.

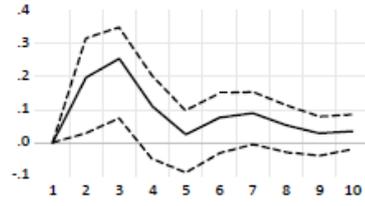
Figura 1 – Funções de Resposta ao Impulso Modelo Trimestral

**Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations
95% CI using Standard percentile bootstrap with 10000 bootstrap repetitions**

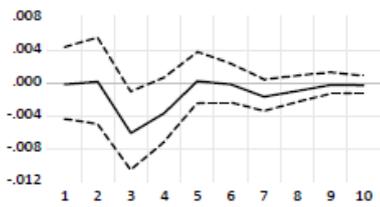
Resposta CONSUMO a choque em D(SELICT)



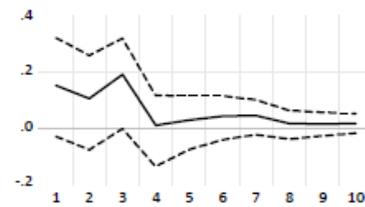
Resposta INFLACAOT a choque em D(SELICT)



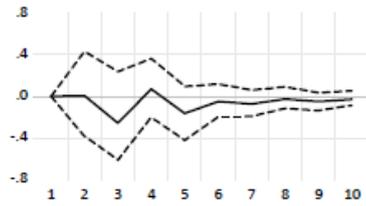
Resposta D(LOG_CREDITOT) a choque em D(SELICT)



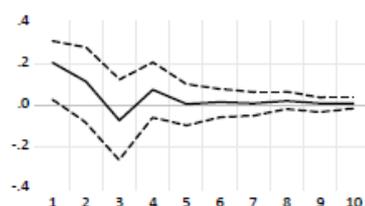
Resposta D(COMP_RENDA) a choque em D(SELICT)



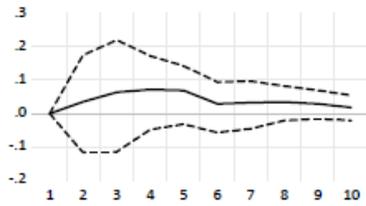
Resposta CONSUMO a choque em D(LOG_CREDITOT)



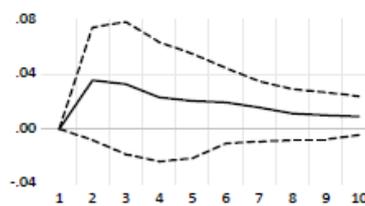
Resposta D(COMP_RENDA) a choque em D(LOG_CREDITOT)



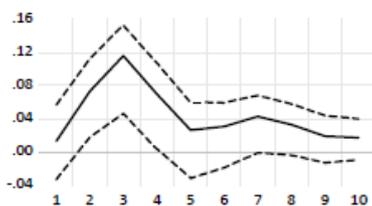
Resposta INFLACAOT a choque em D(LOG_CREDITOT)



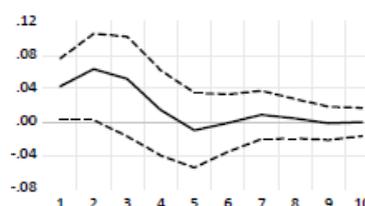
Resposta D(SELICT) a choque em D(LOG_CREDITOT)



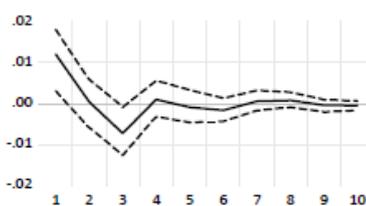
Resposta D(SELICT) a choque em INFLACAOT



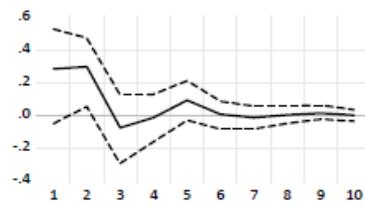
Resposta D(SELICT) a choque em CONSUMO



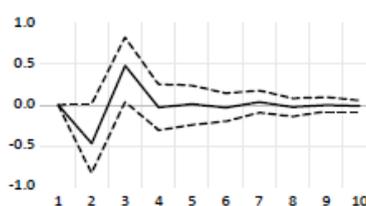
Resposta D(LOG_CREDITOT) a choque em CONSUMO



Resposta D(COMP_RENDA) a choque em CONSUMO



Resposta CONSUMO a choque em D(COMP_RENDA)



Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

Como é possível constatar, um choque positivo no instrumento de política monetária, que representa um choque monetário contracionista, não provoca reação estatisticamente significativa do indicador de consumo das famílias. Entretanto, dado o impulso, esta variável parece sofrer uma retração a partir do terceiro trimestre, atingindo o valor máximo no quarto trimestre, sem retornar ao nível inicial no horizonte temporal analisado. Além disso, a resposta positiva do comprometimento de renda das famílias, apesar de ser prevista pela teoria¹⁸, também não pode ser considerada significativa.

A inflação, por sua vez, aumenta (atinge o ápice no terceiro período e perde força) logo após um choque monetário, o que não está em linha com a teoria apresentada anteriormente. Porém, é um resultado relativamente frequente ao se estimar VARs monetários (BALKE e EMERY, 1994). Segundo Sims (1992), este fenômeno, chamado de *price puzzle*, pode ocorrer caso a Autoridade Monetária possua mais informações sobre as pressões inflacionárias do que aquelas presentes no modelo (poder preditivo maior). Com isso, os formuladores de política reagiriam rapidamente e, mesmo após uma restrição monetária, os preços subiriam.

Conforme a visão do crédito, ações contracionistas de política monetária podem reduzir a oferta de crédito e piorar a posição financeira das famílias, elevando o prêmio de financiamento externo. Conseqüentemente, espera-se uma redução no volume de recursos emprestáveis disponíveis, o que deve afetar as decisões de gastos das famílias, causando uma desaceleração da atividade econômica. De fato, com base no esquema de identificação utilizado, o crédito livre para pessoas físicas reage de forma estatisticamente significativa frente ao choque monetário no terceiro trimestre. Como pode-se observar na Figura 1, as concessões começam a cair logo após o segundo trimestre, retomando o seu nível inicial no quinto período. Portanto, a política monetária aparenta afetar o crédito. Em contrapartida, um choque no volume de crédito para pessoas físicas não causou resposta estatisticamente significativa na variável representativa do consumo das famílias. Este resultado fornece evidências contrárias ao argumento de que o crédito opera de forma significativa pelo lado da demanda agregada, para o caso da economia brasileira.

Ainda com relação a choques no indicador do mercado de crédito para famílias, nota-se ausência de significância no comportamento da inflação e Selic. Apesar disto, a inflação mostra uma trajetória de elevação até o quarto trimestre. Ademais, um aumento no volume de

¹⁸ Variações positivas da taxa de juros de reserva bancária tendem a aumentar o serviço da dívida de curto prazo das famílias, como exposto no capítulo 2.

concessão de crédito parece elevar a taxa Selic já no segundo trimestre, o que poderia ser um reflexo de uma política contracíclica da Autoridade Monetária (EVANGELISTA e DE ARAÚJO, 2018). Ambas não retomam o nível inicial no horizonte temporal analisado. O comprometimento da renda também não reagiu de forma significativa ao choque no crédito para pessoas físicas, o que não está em linha com o primeiro pilar do canal de demanda das famílias impulsionado pelo crédito. Outrossim, a trajetória do crédito dado um choque positivo na taxa de crescimento do consumo não apresenta significância estatística.

Em concordância com a teoria, choques positivos na inflação e na taxa de crescimento do consumo provocaram aumento imediato da taxa Selic. No primeiro caso, o efeito na taxa básica é substancial, que atinge o valor máximo no terceiro trimestre e não retorna ao patamar inicial no horizonte de dez trimestres. Já no segundo, a taxa Selic forneceu uma resposta com significância estatística apenas no primeiro trimestre.

Por fim, é possível observar uma reação estatisticamente significativa do comprometimento de renda a um choque na taxa de crescimento do consumo entre o primeiro e segundo trimestre. Similarmente, como resposta a um choque no comprometimento de renda das famílias, a taxa de variação do consumo é negativa até o segundo trimestre, mas aumenta substancialmente logo depois e retoma o patamar inicial no quarto período. Estes resultados parecem estar em concordância com a relação positiva entre nível de alavancagem e consumo das famílias evidenciada por IMF (2017), no que tange ciclos de expansão.

Com a finalidade de melhor mensurar a relação dinâmica entre o consumo e o volume de concessões de crédito à pessoa física, a decomposição da variância do erro de previsão¹⁹ destas variáveis é apresentada na Tabela 6. Em se tratando do consumo, percebe-se que a proporção atribuível aos choques no crédito livre para pessoas físicas é extremamente baixa no horizonte temporal de doze trimestres, o que corrobora os resultados encontrados com a IRF de que o crédito exerceu pouco efeito sobre o consumo no período analisado. Ainda, é possível constatar que a inflação é a variável que mais contribui para os erros de previsão do consumo, seguida do comprometimento de renda das famílias. No entanto, as contribuições são relativamente pequenas se comparadas com a proporção originada por choques na própria variável.

Quanto à decomposição do erro de previsão do crédito para pessoas físicas, nota-se que choques no consumo contribuem cerca de 24%, em doze trimestres. Ressalta-se que tal

¹⁹ A decomposição da variância foi identificada por meio da Decomposição de Cholesky aplicando o método Monte Carlo com base em 100 repetições.

contribuição passa a cair a partir do terceiro trimestre. Ademais, apesar da IRF mostrar que um choque de política monetária impacta o volume de crédito de forma estatisticamente significativa, observa-se que a proporção atribuível aos choques na taxa Selic é pequena no horizonte analisado. A análise do modelo mensal auxiliou neste aspecto.

Tabela 6 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão das Variáveis de Interesse
Modelo 1

CONSUMO						
Período	S.E.	CONSUMO	INFLACAOT	D(SELICT)	D(LOG_CRE DITOT)	D(COMP_REN DA)
1	1.812919	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	1.881502	93.67737	0.032112	0.027616	0.001500	6.261402
3	2.097992	76.86924	11.25665	0.025455	1.520846	10.32780
4	2.125271	74.90889	11.14974	2.266752	1.590951	10.08368
5	2.140881	74.16078	11.25930	2.490592	2.150109	9.939218
6	2.151024	73.54880	11.74425	2.655762	2.183886	9.867305
7	2.163118	72.73680	12.49235	2.710582	2.275952	9.784312
8	2.167139	72.46838	12.56597	2.922161	2.283040	9.760443
9	2.169911	72.29024	12.63023	3.011675	2.332300	9.735554
10	2.172113	72.14697	12.72562	3.063536	2.346284	9.717598
11	2.174164	72.01271	12.83470	3.091193	2.361876	9.699525
12	2.175232	71.94208	12.87100	3.128692	2.367693	9.690540
D(LOG_CREDITOT)						
Período	S.E.	CONSUMO	INFLACAOT	D(SELICT)	D(LOG_CRE DITOT)	D(COMP_REN DA)
1	0.025064	23.05464	3.734823	0.006130	73.20441	0.000000
2	0.025780	21.82330	7.395210	0.007982	69.41643	1.357088
3	0.028169	24.93406	6.310085	4.753258	58.16757	5.835028
4	0.028459	24.55946	6.247696	6.375177	57.01654	5.801129
5	0.028696	24.24790	7.254904	6.275509	56.30319	5.918493
6	0.029025	23.99668	8.909601	6.139780	55.12306	5.830879
7	0.029084	23.94351	8.881276	6.461966	54.90110	5.812146
8	0.029123	23.95698	8.866643	6.569771	54.79058	5.816022
9	0.029153	23.92544	9.000835	6.566332	54.70295	5.804442
10	0.029191	23.88386	9.191372	6.561984	54.57077	5.792013
11	0.029201	23.86815	9.206792	6.600297	54.53647	5.788294
12	0.029207	23.86210	9.206448	6.622816	54.52159	5.787051

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

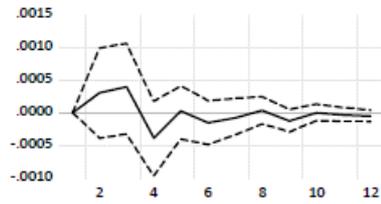
4.3. Resultados Modelo 2

A Figura 2 apresenta as funções de resposta a impulso do modelo 2 para o horizonte temporal de doze meses. O método de identificação utilizado é o mesmo do modelo trimestral.

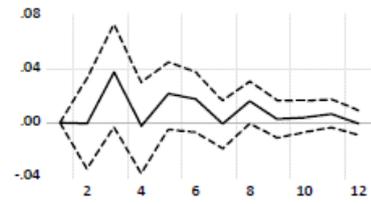
Figura 2 – Funções de Resposta ao Impulso Modelo Mensal

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations
 95% CI using Standard percentile bootstrap with 10000 bootstrap repetitions

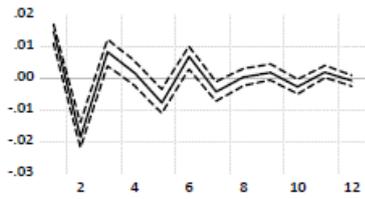
Resposta D(LOG_IBCBR) a choque em D(SELIC)



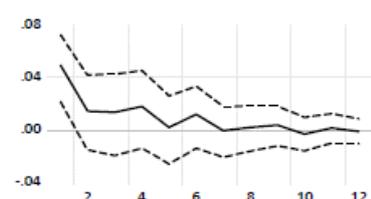
Resposta INFLACAO a choque em D(SELIC)



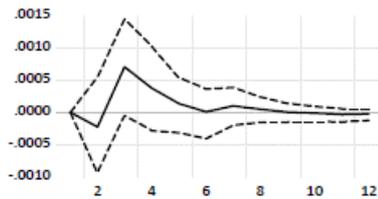
Resposta D(LOG_CREDITO) a choque em D(SELIC)



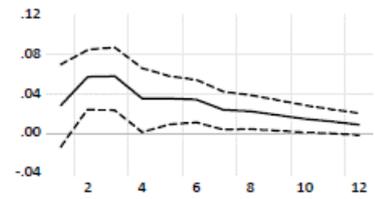
Resposta ENDIVID a choque em D(SELIC)



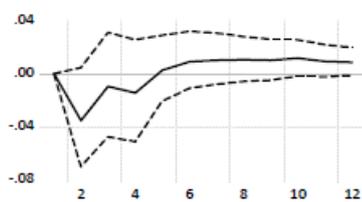
Resposta D(LOG_IBCBR) a choque em D(LOG_CREDITO)



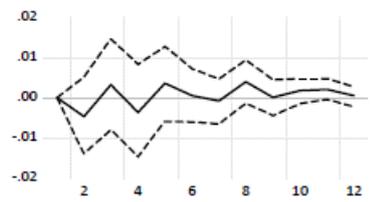
Resposta ENDIVID a choque em D(LOG_CREDITO)



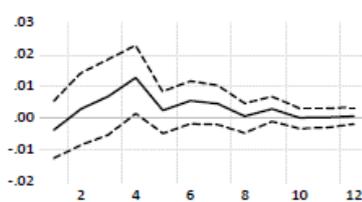
Resposta INFLACAO a choque em D(LOG_CREDITO)



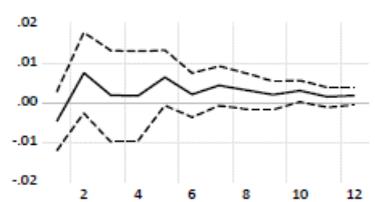
Resposta D(SELIC) a choque em D(LOG_CREDITO)



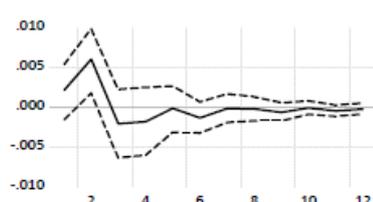
Resposta D(SELIC) a choque em INFLACAO



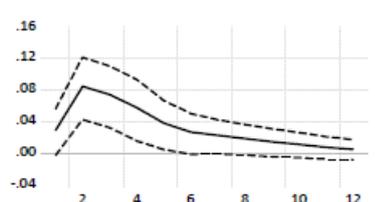
Resposta D(SELIC) a choque em D(LOG_IBCBR)



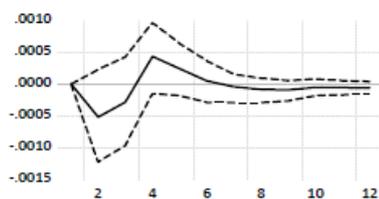
Resposta D(LOG_CREDITO) a choque em D(LOG_IBCBR)



Resposta ENDIVID a choque em D(LOG_IBCBR)



Resposta D(LOG_IBCBR) a choque em ENDIVID



Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

Dado um choque restritivo de política monetária, as funções de resposta ao impulso acima mostram ausência de significância estatística no comportamento do indicador de atividade econômica, do endividamento das famílias e da inflação. Vale ressaltar que é possível observar o fenômeno *price puzzle* no gráfico da inflação, assim como no modelo trimestral.

No que tange o principal objetivo desta monografia, percebe-se que o crédito livre para pessoas físicas reage intensamente e rapidamente a um choque de política monetária. A variável de interesse mostra uma queda significativa nos meses iniciais (atinge o valor mínimo no segundo mês) e parece efetivamente retornar ao nível pré-choque apenas no décimo segundo mês. Porém, o nível de atividade econômica não respondeu de forma estatisticamente significativa a um choque no volume de concessões de crédito. Logo, com base no esquema de identificação utilizado, a política monetária parece impactar o crédito para famílias, mas o último não aparenta ser capaz de afetar significativamente o nível de atividade real.

Ainda em referência a um choque no indicador do mercado de crédito para famílias, não é possível tirar conclusões relevantes sobre o comportamento da inflação ou da taxa Selic. Em contrapartida, a taxa de endividamento das famílias se eleva de forma estatisticamente significativa entre o primeiro e o terceiro mês após um choque positivo no crédito. Além disso, permaneceu acima da linha de base no horizonte analisado. Então, neste modelo, o comportamento do nível de alavancagem das famílias dada a expansão de crédito está em concordância com os argumentos de Mian e Sufi (2018).

Já a reação do instrumento de política monetária frente aos choques no nível de atividade e na inflação não é tão expressiva quanto no primeiro modelo. Enquanto variações do IBC-BR não parecem influenciar a trajetória da taxa Selic com significância estatística, choques inflacionários provocam uma resposta significativa da taxa básica de juros apenas no quarto mês, período no qual atinge seu valor máximo. Outra observação relevante é que um choque no indicador de atividade fez com que o volume de concessões de crédito se elevasse entre o primeiro e o segundo mês, perdendo força nos meses seguintes. Este resultado fornece evidência para corroborar a suposição de que o nível de atividade econômica atua como uma medida de demanda por crédito.

Por fim, o endividamento das famílias aumenta nos dois primeiros meses após um choque no IBC-BR. A trajetória se mostra estatisticamente significativa entre o primeiro e o sexto mês, além de permanecer acima da linha de base no período em questão. Já a resposta do

indicador de atividade a um choque no nível de alavancagem das famílias não apresenta significância estatística.

Novamente, para investigar melhor a relação dinâmica entre a atividade econômica e o volume de concessões de crédito para pessoas físicas, expõem-se na Tabela 7 a decomposição da variância do erro de previsão das variáveis de interesse. No caso do IBCB-BR, a proporção atribuível aos choques no crédito livre para pessoas físicas é substancialmente pequena no horizonte temporal de dezesseis meses, o que confirma os resultados encontrados com a IRF de que o crédito para famílias não afetou o nível de atividade econômica de maneira considerável. Complementarmente, é possível constatar que praticamente toda a contribuição para a variância dos erros de previsão do indicador de atividade tem como origem os choques na própria variável.

Em relação ao crédito para pessoas físicas, percebe-se que choques no instrumento de política monetária contribuem cerca de 58% para a variância do erro de previsão, em dezesseis meses. Este efeito é expressivo e, em conjunto com os resultados obtidos com a IRF, fornece forte evidência de que um choque de política monetária é capaz de alterar substancialmente o volume de concessões de crédito com recursos livres para famílias.

Tabela 7 – Decomposição da Variância do Erro de Previsão das Variáveis de Interesse
Modelo 2

D(LOG_IBCBR)						
Período	S.E.	D(LOG_IBCBR)	INFLACAO	D(SELIC)	D(LOG_CRE DITO)	ENDIVIDAME NTO
1	0.005347	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.005592	98.33303	0.332779	0.305507	0.161083	0.867601
3	0.005705	94.80568	1.636300	0.788209	1.691016	1.078791
4	0.005854	92.15336	3.055285	1.188138	2.019374	1.583847
5	0.005964	89.33672	5.828240	1.146830	1.997923	1.690282
6	0.005995	88.44016	6.702360	1.198453	1.977932	1.681094
7	0.006001	88.29153	6.810542	1.213292	2.002647	1.681994
8	0.006002	88.25667	6.817697	1.216493	2.009358	1.699785
9	0.006005	88.18210	6.829545	1.259151	2.007489	1.721712
10	0.006007	88.15008	6.858194	1.258268	2.006358	1.727100
11	0.006009	88.11891	6.877187	1.260836	2.008377	1.734688
12	0.006010	88.09106	6.889491	1.267436	2.008911	1.743100
13	0.006011	88.08059	6.891875	1.267430	2.010743	1.749361
14	0.006011	88.06751	6.891470	1.270860	2.013064	1.757095
15	0.006012	88.06172	6.891181	1.270814	2.014468	1.761821
16	0.006012	88.05676	6.890563	1.270740	2.016558	1.765380
D(LOG_CREDITO)						
Período	S.E.	D(LOG_IBCBR)	INFLACAO	D(SELIC)	D(LOG_CRE DITO)	ENDIVIDAME NTO

1	0.025570	0.673728	0.320788	33.18854	65.81694	0.000000
2	0.032919	3.740009	0.222690	52.17318	43.51103	0.353082
3	0.034079	3.875769	0.518682	54.62557	40.60150	0.378483
4	0.034191	4.142620	0.537396	54.47131	40.38392	0.464746
5	0.035223	3.905880	1.348455	56.19182	38.08265	0.471195
6	0.035934	3.897830	1.386355	57.62031	36.59758	0.497928
7	0.036229	3.837251	1.367728	58.10971	36.04797	0.637333
8	0.036253	3.837155	1.445826	58.03980	36.03731	0.639908
9	0.036310	3.858974	1.445632	58.08840	35.96464	0.642354
10	0.036427	3.835868	1.447692	58.28966	35.73678	0.689998
11	0.036478	3.843946	1.447147	58.38496	35.63585	0.688090
12	0.036495	3.845552	1.447013	58.37981	35.62353	0.704094
13	0.036500	3.846402	1.450733	58.37839	35.61486	0.709610
14	0.036512	3.849790	1.451109	58.39336	35.59598	0.709769
15	0.036524	3.847574	1.450159	58.41041	35.57469	0.717173
16	0.036527	3.848560	1.449938	58.41530	35.56892	0.717280

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

4.4. Considerações Finais

Os resultados expostos no presente capítulo permitem que se chegue a algumas conclusões relevantes quanto aos objetivos propostos para esta monografia. Primeiramente, apesar de fracas, o modelo trimestral fornece evidências da existência de uma relação dinâmica positiva entre o grau de comprometimento de renda e a taxa de crescimento do consumo das famílias para o período analisado. De forma complementar, o modelo mensal indicou que o nível de alavancagem das famílias aumentou como resposta a choques positivos no crédito para pessoas físicas e na atividade econômica. Logo, neste aspecto, os resultados parecem se aproximar da interpretação de Mian e Sufi (2018).

Em segundo lugar, ambos os modelos mostraram que a política monetária afetou o crédito para famílias, de forma particularmente expressiva no modelo mensal²⁰, mas tal modalidade de crédito não provocou alterações consideráveis nos componentes cíclicos do consumo ou do nível de atividade econômica. Desta forma, entende-se que a concessão de crédito para famílias não foi capaz de influenciar a economia real brasileira de forma satisfatória e o seu papel no processo de transmissão da política monetária não pode ser considerado significativo no Brasil.

²⁰ Este fenômeno aparente refletir o fato de que o segmento de crédito para pessoas físicas tende a ser mais acometido por problemas de assimetria de informação. De acordo com Denardin e Balbinotto Neto (2012, p. 13): “[...] os empréstimos a pessoas físicas são majoritariamente contratados sem garantias, portanto, representam um segmento de mercado onde os problemas com inadimplência são mais expressivos e que envolvem maior grau de risco.”.

Werlang et al. (2000) argumentaram que a reduzida participação do crédito no PIB é um fator importante para diminuição da importância macroeconômica dos canais do crédito no Brasil. De fato, dados do BCB²¹ mostram que em dezembro de 2021 o saldo da carteira de crédito com recursos livres para pessoas físicas representou apenas 17,44% do PIB. Em se tratando da participação do crédito total desta categoria, a razão permanece relativamente baixa (31,23%). Portanto, é razoável assumir que o comportamento observado é um reflexo da segmentação do mercado de crédito e da baixa penetração do crédito livre (principalmente para famílias) no processo de determinação da renda no país (BARBOZA, 2015).

5. Conclusão

O grau de operacionalidade do canal do crédito afeta diretamente a eficácia da política monetária de um país e tem implicações relevantes para a manutenção da estabilidade dos preços em uma economia. De maneira complementar, a Grande Recessão de 2008 constituiu um importante exemplo do papel que a expansão da oferta de crédito, operando através da demanda das famílias, exerce na determinação de ciclos econômicos. Ademais, ressaltou a importância do nível de endividamento das famílias para a previsão de crises.

Em virtude disto, o principal propósito desta monografia foi examinar de que modo a concessão de crédito para pessoas físicas contribuiu para o processo de transmissão da política monetária no Brasil durante o período de fevereiro de 2005 a março de 2022. Analisou-se também como a taxa de crescimento do consumo das famílias e o nível de atividade econômica se relacionaram com o crédito e o grau de alavancagem das famílias.

Para tanto, utilizou-se o método do Vetor Autorregressivo, que permitiu identificar as relações de variáveis endógenas na presença de um choque estrutural, por meio da derivação da função de resposta ao impulso e decomposição da variância dos erros de previsão. Dois modelos foram estimados: (I) um trimestral (2T2005:4T2021) que modelou os efeitos do crédito para pessoas físicas sobre o consumo e (II) outro mensal (2M2005:3M2022) que modelou os impactos da variável chave sobre a atividade econômica.

No geral, os resultados dos dois modelos indicam que a política monetária consegue afetar significativamente o crédito com recursos livres para pessoas físicas. Porém, o crédito para famílias não pode ser considerado um canal relevante de transmissão da política monetária

²¹ Banco Central do Brasil. SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em: 2 de setembro de 2022.

no Brasil, visto que a taxa de crescimento real do consumo e o nível real de atividade econômica não reagiram de forma considerável frente a alterações nesta variável. A ausência de significância macroeconômica do canal pode ser justificada pelo fato do crédito livre para pessoas físicas ter uma participação bastante reduzida no PIB do país, além do mercado de crédito brasileiro ser segmentado.

Partindo para os resultados do objetivo secundário, o modelo 1 evidenciou que o grau de alavancagem das famílias exerceu um efeito impulsionador sobre a taxa de crescimento real do consumo, e vice-versa. Entretanto, os resultados obtidos não corroboraram o argumento de operacionalidade do crédito pelo lado da demanda das famílias, para o período analisado, uma vez que consumo e comprometimento de renda não reagiram significativamente ao choque no crédito para pessoas físicas. O modelo 2 complementou a análise ao mostrar que o crédito e a atividade econômica foram capazes de impulsionar o endividamento das famílias.

Entende-se que o estudo apresenta limitações, destacando-se a presença de heterocedasticidade dos resíduos dos dois modelos e autocorrelação serial dos erros do modelo 1. Portanto, trabalhos futuros poderiam adotar uma modelagem econométrica mais robusta, utilizando por exemplo o modelo VAR estrutural para aprimorar a estratégia de identificação da oferta de crédito. A adição de variáveis que representem taxas de juros de ativos substitutos do crédito, o preço do crédito ou os meios de pagamento pode auxiliar neste processo.

6. Referências Bibliográficas

- AUEL M. C.; DE MENDONÇA, H. F. Macroeconomic relevance of credit channels: Evidence from an emerging economy under inflation targeting. **Economic Modelling**, v. 28, n. 3, p. 965-979. 2011.
- BAHADIR. B; GUMUS. I. Credit decomposition and business cycles in emerging market economies. **Journal of International Economics**, v. 103, p. 250-262. 2016.
- BALKE, N; EMERY, K. Understanding the Price Puzzle. **Economic and Financial Policy Review**, p. 15-26. 1994
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). SGS - Sistema Gerenciador de Séries Temporais – v. 2.1 (módulo público). BCB, vários anos. Disponível em: < <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries> >. Acesso em: 10 junho de 2022.
- BARBOZA, R. M. Taxa de juros e mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil. **Revista de Economia Política**, v. 35, n. 1, p. 133-155, jan-mar. 2015.
- BERNANKE, B. S.; BLINDER. A. S. Credit. Money. and Aggregate Demand. **The American Economic Review**, v. 78, n. 2, p. 435-439, mai .1988.
- BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 27-48. 1995.
- DE MELLO, L.; PISU, M. The Bank Lending Channel of Monetary Transmission in Brazil: A VECM Approach. **OECD Economics Department Working Papers**, n. 711, OECD Publishing, Paris. 2009. Disponível em: < <https://doi.org/10.1787/222818683155> >. Acesso: 28 de fev de 2022.
- DENARDIN, A. A; BALBINOTTO NETO, G. O Mecanismo de Transmissão da Política Monetária: Evidências Empíricas Para o Canal do Empréstimo Bancário no Brasil. Mar. 2012. Disponível em: < https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2017913 >. Acesso em: 28 de feve de 2022.
- ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons, 1995.
- EVANGELISTA, T. F.; DE ARAÚJO, E. C. A Eficácia do Crédito como Canal de Transmissão da Política Monetária no Brasil: Estratégia de Identificação da Oferta e Demanda

de Crédito. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 22, n. 2, p. 1-27. 2018.

GULER, A. Effectiveness of expectation channel of monetary transmission mechanism in inflation targeting system: An empirical study for Turkey. **Global Journal of Business Economics and Management**, v. 6, n. 2, p. 222-231. 2016.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). SCNT. IBGE, vários anos. Disponível em: < https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/contas-nacionais/9300-contas-nacionais-trimestrais.html?=&t=series-historicas&utm_source=landing&utm_medium=explica&utm_campaign=pib#evolucao-taxa > . Acesso em: 9 de jun de 2022.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA E APLICADA (IPEA). IPEADATA. IPEA, vários anos. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. Acesso: 5 de jun de 2022.

INTERNATIONAL MONETARY FUND (IMF). Global Financial Stability Report: Is Growth at Risk? Washington, DC, out. 2017. Disponível em: < <https://www.imf.org/en/Publications/GFSR/Issues/2017/09/27/global-financial-stability-report-october-2017> >. Acesso em: 26 de agost de 2022.

KASHYAP, A.; STEIN, J. Monetary policy and bank lending. In: MANKIWI Gregory (ed.) Monetary policy. Chicago: The University of Chicago Press. 1993.

MELTZER, A. H. Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 49–72. 1995.

MENDONÇA, H. F. Mecanismos de Transmissão Monetária e a Determinação da Taxa de Juros: uma aplicação da Regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 16, p. 65-81, jun. 2001.

MIAN, A. R.; SUFI, A. Finance and Business Cycles: The Credit-Driven Household Demand Channel. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 32, n. 3, p. 31–58, fev. 2018.

MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p. 3-10. 1995.

MISHKIN, F. S. The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. **National Bureau of Economic Research**, fev. 1996.

MISHKIN, F. S. The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy. **National Bureau of Economic Research**, dez. 2001.

MODIGLIANI, F. Monetary Policy and Consumption. in Consumer Spending and Monetary Policy: The Linkages. **Federal Reserve Bank Boston**, Boston, p. 9-84. 1971.

MOHANTY, M. S.; TURNER, P. Monetary policy transmission in emerging market economies: what is new? **BIS Papers**, n. 35. 2008.

MONTES, G. C.; MACHADO, C. C. Credibility and the credit channel transmission of monetary policy: Theoretical model and econometric analysis for Brazil. **Journal of Economic Studies**. v. 40, n. 4, pp. 469 – 492. 2013

OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. The Mirage of Fixed Exchange Rates. **Journal of Economic Perspectives**, v. 9, n. 4, p.73-96. 1995.

PEEK, J.; ROSENGREN, E. S. The Role of Banks in the Transmission of Monetary Policy. Boston. MA: Federal Reserve Bank of Boston, set. 2013.

SIMS, C.A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1-48. 1980

SIMS, C.A. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. **European Economic Review**, n. 36, p. 975-1000. 1992.

SOUZA SOBRINHO, N. **Avaliação do canal de crédito no Brasil. 2003**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Economia. Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, Rio de Janeiro: BNDES, 2003.

TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. **Journal of Economic Perspectives**. v. 9. n. 4. p. 11-26. 1995.

TOBIN, J. A. General Equilibrium Approach to Monetary Theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 1, n. 1, p. 15-29, fev. 1969.

WERLANG, S.R.C.; BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A. Implementing inflation targeting in Brazil. **Working Paper Series Banco Central do Brasil**, n. 1, jul. 2000.

WOOLDRIDGE, J. **Introdução à Econometria: uma abordagem moderna**. Pioneira Thomson Learning, São Paulo. 2006

7. Apêndice

7.1. Apêndice 1 – Testes de Raíz Unitária

Variável	ADF				PP				KPSS			
	Estatística do teste	Valores Críticos			Estatística do teste	Valores Críticos			Estatística do teste	Valores Críticos		
		1%	5%	10%		1%	5%	10%		1%	5%	10%
SELIC	-2.604329	-3.464280	-2.876356	-2.574746	-1.979260	-3.462253	-2.875468	-2.574271	0.934436	0.739000	0.463000	0.347000
LOG_IBCBR	-2.496634	-3.462412	-2.875538	-2.574309	-2.396525	-3.462253	-2.875468	-2.574271	0.928612	0.739000	0.463000	0.347000
LOG_CREDITO	-1.635307	-3.462737	-2.875680	-2.574385	-2.946987	-3.462253	-2.875468	-2.574271	1.212280	0.739000	0.463000	0.347000
INFLACAO	-6.600797	-3.462253	-2.875468	-2.574271	-6.483382	-3.462253	-2.875468	-2.574271	0.203061	0.739000	0.463000	0.347000
ENDIVIDAMENTO	-4.976072	-3.462412	-2.875538	-2.574309	-6.744190	-3.462253	-2.875468	-2.574271	0.221853	0.739000	0.463000	0.347000
INFLACAOT	-4.093861	-3.536587	-2.907660	-2.591396	-4.912137	-3.533204	-2.906210	-2.590628	0.138561	0.739000	0.463000	0.347000
COMP_RENDA	-1.440372	-3.533204	-2.906210	-2.590628	-1.611747	-3.533204	-2.906210	-2.590628	0.622422	0.739000	0.463000	0.347000
CONSUMO	-7.708192	-3.533205	-2.906210	-2.590628	-7.708792	-3.533204	-2.906210	-2.590628	0.565035	0.739000	0.463000	0.347000
LOG_CREDITOT	-1.368684	-3.533206	-2.906210	-2.590628	-1.343847	-3.533204	-2.906210	-2.590628	0.740299	0.739000	0.463000	0.347000
SELICT	-3.399527	-3.534868	-2.906923	-2.591006	-2.333266	-3.533205	-2.906210	-2.590628	0.621839	0.739000	0.463000	0.347000

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

7.2. Apêndice 2 – Estimativas VAR Modelo 1

	CONSUMO	INFLACA OT	D(SELIC T)	D(LOG_CR EDITOT)	D(COMP_ RENDA)
CONSUMO(-1)	0.143784 (0.15676) [0.91722]	0.009727 (0.05789) [0.16801]	0.004310 (0.01564) [0.27565]	0.001592 (0.00217) [0.73455]	0.098971 (0.06786) [1.45841]
CONSUMO(-2)	0.028786 (0.14996) [0.19195]	-0.097570 (0.05538) [-1.76174]	-0.008076 (0.01496) [-0.53992]	-0.003237 (0.00207) [-1.56124]	-0.048909 (0.06492) [-0.75338]
INFLACAOT(-1)	0.037313	0.444146	0.117592	-0.007686	0.365711

	(0.36047)	(0.13313)	(0.03595)	(0.00498)	(0.15605)
	[0.10351]	[3.33630]	[3.27075]	[-1.54238]	[2.34358]
INFLACAOT(-2)	-1.020426	-0.357108	0.096617	0.002324	-0.390021
	(0.42506)	(0.15698)	(0.04239)	(0.00588)	(0.18401)
	[-2.40067]	[-2.27487]	[2.27898]	[0.39543]	[-2.11957]
D(SELICT(-1))	0.426161	1.175211	0.476425	0.004479	0.806244
	(1.26054)	(0.46553)	(0.12572)	(0.01743)	(0.54569)
	[0.33808]	[2.52443]	[3.78942]	[0.25703]	[1.47746]
D(SELICT(-2))	-0.485727	0.424842	-0.112068	-0.033069	0.178642
	(1.25826)	(0.46469)	(0.12550)	(0.01740)	(0.54470)
	[-0.38603]	[0.91425]	[-0.89300]	[-1.90101]	[0.32796]
D(LOG_CREDITOT(-1))	6.848016	2.134162	1.837703	-0.015192	7.404999
	(10.9416)	(4.04086)	(1.09130)	(0.15127)	(4.73665)
	[0.62587]	[0.52815]	[1.68396]	[-0.10043]	[1.56334]
D(LOG_CREDITOT(-2))	-15.38463	0.422394	0.562823	-0.076027	-6.766085
	(11.2061)	(4.13855)	(1.11768)	(0.15492)	(4.85116)
	[-1.37288]	[0.10206]	[0.50356]	[-0.49074]	[-1.39474]
D(COMP_RENDA(-1))	-0.687472	-0.051836	-0.017530	-0.004385	-0.226470
	(0.33993)	(0.12554)	(0.03390)	(0.00470)	(0.14716)
	[-2.02239]	[-0.41290]	[-0.51704]	[-0.93313]	[-1.53897]
D(COMP_RENDA(-2))	0.687326	0.025730	0.019084	0.008630	0.310789
	(0.35145)	(0.12980)	(0.03505)	(0.00486)	(0.15215)
	[1.95567]	[0.19824]	[0.54443]	[1.77623]	[2.04272]
C	1.823537	1.410016	-0.304263	0.005147	0.183453
	(0.67932)	(0.25088)	(0.06775)	(0.00939)	(0.29408)
	[2.68435]	[5.62024]	[-4.49066]	[0.54805]	[0.62382]
R-squared	0.287879	0.418006	0.567388	0.256900	0.320552
Adj. R-squared	0.153517	0.308196	0.485763	0.116693	0.192354
Sum sq. resids	174.1938	23.75856	1.732841	0.033294	32.64490
S.E. equation	1.812919	0.669533	0.180818	0.025064	0.784819
F-statistic	2.142556	3.806630	6.951168	1.832287	2.500445
Log likelihood	-122.8532	-59.10198	24.67981	151.1483	-69.26984

Akaike AIC	4.182912	2.190687	-0.427494	-4.379635	2.508433
Schwarz SC	4.553970	2.561745	-0.056436	-4.008577	2.879491
Mean dependent	0.620605	1.389561	-0.038430	-0.001180	0.144375
S.D. dependent	1.970467	0.804972	0.252151	0.026668	0.873291
Determinant resid covariance (dof adj.)	9.23E-06				
Determinant resid covariance	3.59E-06				
Log likelihood	-52.90523				
Akaike information criterion	3.372038				
Schwarz criterion	5.227329				
Number of coefficients	55				

* erro padrão em () e estatística t em []

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.

7.3. Apêndice 3 – Estimativas VAR Modelo 2

	D(LOG_IB CBR)	INFLACA O	D(SELIC)	D(LOG_CR EDITO)	ENDIVIDA MENTO
D(LOG_IBCBR(-1))	0.306858 (0.07208) [4.25737]	5.433684 (3.46460) [1.56834]	1.093142 (0.94406) [1.15792]	1.168090 (0.34464) [3.38928]	12.61269 (2.75350) [4.58061]
D(LOG_IBCBR(-2))	-0.139727 (0.07851) [-1.77983]	0.930898 (3.77363) [0.24669]	1.044897 (1.02827) [1.01617]	0.097098 (0.37538) [0.25866]	0.709528 (2.99910) [0.23658]
D(LOG_IBCBR(-3))	-0.140058 (0.07538) [-1.85805]	0.987093 (3.62332) [0.27243]	-0.415856 (0.98731) [-0.42120]	0.023500 (0.36043) [0.06520]	0.697667 (2.87964) [0.24228]
INFLACAO(-1)	-0.001106 (0.00157) [-0.70288]	0.596796 (0.07563) [7.89095]	0.003323 (0.02061) [0.16122]	-0.006362 (0.00752) [-0.84558]	0.002899 (0.06011) [0.04823]
INFLACAO(-2)	0.003753 (0.00180)	-0.057822 (0.08673)	0.031606 (0.02363)	-0.002087 (0.00863)	0.050930 (0.06893)

	[2.08006]	[-0.66670]	[1.33741]	[-0.24196]	[0.73890]
INFLACAO(-3)	-0.005838 (0.00161) [-3.63286]	0.038765 (0.07725) [0.50183]	0.047765 (0.02105) [2.26924]	0.006860 (0.00768) [0.89280]	0.054308 (0.06139) [0.88460]
D(SELIC(-1))	0.007822 (0.00663) [1.17916]	0.323896 (0.31885) [1.01584]	-0.602349 (0.08688) [-6.93299]	-0.197964 (0.03172) [-6.24150]	-0.512775 (0.25340) [-2.02355]
D(SELIC(-2))	-0.000958 (0.00725) [-0.13208]	0.257335 (0.34852) [0.73836]	-0.049555 (0.09497) [-0.52181]	-0.071185 (0.03467) [-2.05326]	-0.279408 (0.27699) [-1.00874]
D(SELIC(-3))	-0.004969 (0.00652) [-0.76259]	-0.015857 (0.31318) [-0.05063]	0.327563 (0.08534) [3.83843]	0.060943 (0.03115) [1.95621]	0.237389 (0.24890) [0.95375]
D(LOG_CREDITO(-1))	-0.007092 (0.01915) [-0.37039]	-1.774259 (0.92038) [-1.92775]	-0.186025 (0.25079) [-0.74175]	-0.295442 (0.09156) [-3.22693]	2.298724 (0.73147) [3.14260]
D(LOG_CREDITO(-2))	0.041860 (0.01944) [2.15372]	0.009893 (0.93425) [0.01059]	0.003685 (0.25457) [0.01447]	-0.115792 (0.09294) [-1.24594]	2.343422 (0.74250) [3.15612]
D(LOG_CREDITO(-3))	0.025886 (0.01794) [1.44257]	-0.903736 (0.86254) [-1.04777]	-0.139354 (0.23503) [-0.59292]	-0.017695 (0.08580) [-0.20623]	0.404866 (0.68550) [0.59061]
ENDIVIDAMENTO(-1)	-0.002689 (0.00199) [-1.35047]	0.057517 (0.09570) [0.60101]	-0.030000 (0.02608) [-1.15041]	-0.010097 (0.00952) [-1.06058]	0.337414 (0.07606) [4.43618]
ENDIVIDAMENTO(-2)	0.000501 (0.00209) [0.24033]	-0.022315 (0.10030) [-0.22248]	0.040893 (0.02733) [1.49620]	0.001886 (0.00998) [0.18904]	0.185015 (0.07972) [2.32093]

ENDIVIDAMENTO(-3)	0.002712 (0.00192) [1.41113]	0.080988 (0.09239) [0.87659]	0.030201 (0.02518) [1.19963]	0.006289 (0.00919) [0.68427]	0.201554 (0.07343) [2.74494]
C	0.001926 (0.00087) [2.22263]	0.176467 (0.04166) [4.23550]	-0.050538 (0.01135) [-4.45156]	-0.000987 (0.00414) [-0.23822]	-0.011447 (0.03311) [-0.34571]
R-squared	0.201210	0.422625	0.490321	0.502279	0.550555
Adj. R-squared	0.136791	0.376062	0.449218	0.462140	0.514310
Sum sq. resids	0.005319	12.28928	0.912473	0.121607	7.762300
S.E. equation	0.005347	0.257044	0.070041	0.025570	0.204286
F-statistic	3.123478	9.076500	11.92905	12.51354	15.18960
Log likelihood	778.3967	-3.872047	258.7607	462.3121	42.53230
Akaike AIC	-7.548482	0.196753	-2.403571	-4.418932	-0.262696
Schwarz SC	-7.286441	0.458794	-2.141530	-4.156891	-0.000655
Mean dependent	0.000546	0.465344	-0.002822	-0.000340	0.172030
S.D. dependent	0.005756	0.325414	0.094376	0.034865	0.293129
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.46E-13			
Determinant resid covariance		9.63E-14			
Log likelihood		1593.952			
Akaike information criterion		-14.98962			
Schwarz criterion		-13.67942			
Number of coefficients		80			

* erro padrão em () e estatística t em []

Fonte: Elaboração própria a partir da saída do *Software* EViews 12.