

idp

idn

# MESTRADO PROFISSIONAL

EM ECONOMIA

---

**REVISITANDO A ELASTICIDADE DA CONCESSÃO DO  
CRÉDITO LIVRE ÀS PESSOAS FÍSICAS EM RELAÇÃO AO  
CONSUMO DAS FAMÍLIAS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO  
PERÍODO 2011 A 2023**

**IAGO GUIMARÃES LOPES**

Brasília-DF, 2023

**IAGO GUIMARÃES LOPES**

**REVISITANDO A ELASTICIDADE DA CONCESSÃO DO CRÉDITO LIVRE ÀS PESSOAS FÍSICAS EM RELAÇÃO AO CONSUMO DAS FAMÍLIAS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO PERÍODO 2011 A 2023**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento.

**Orientador**

Sérgio Ricardo de Brito Gadelha

Brasília-DF 2023

## **IAGO GUIMARÃES LOPES**

# **REVISITANDO A ELASTICIDADE DA CONCESSÃO DO CRÉDITO LIVRE ÀS PESSOAS FÍSICAS EM RELAÇÃO AO CONSUMO DAS FAMÍLIAS: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS NO PERÍODO 2011 A 2023**

Dissertação apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia, Políticas Públicas e Desenvolvimento.

Aprovado em 22 / 12 / 2023

### **Banca Examinadora**

---

Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha - Orientador

---

Prof. Dr. José Luiz Rossi Junior

---

Prof. Dr. Geraldo Sandoval Goes

---

L864r    Lopes, Iago Guimarães  
Revisitando a elasticidade da concessão do crédito livre às pessoas físicas em relação ao consumo das famílias: evidências empíricas no período 2011 a 2023 / Iago Guimarães Lopes. – Brasília: IDP, 2024.

60 p.  
Inclui bibliografia.

Trabalho de Conclusão de Curso (Dissertação) – Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa – IDP, Curso de Mestrado Profissional em Economia, Brasília, 2023.

Orientador: Prof. Dr. Sérgio Ricardo de Brito Gadelha.

1. Crédito Pessoa Física. 2. Consumo das Famílias. 3. Elasticidade. I. Título.

CDD: 332

---

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Ministro Moreira Alves  
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa

## RESUMO

Este estudo busca aprofundar a compreensão das relações entre oferta de crédito e consumo das famílias, com ênfase na dimensão temporal no período de 2011 a 2023. Adotando uma abordagem dinâmica, o objetivo é explorar elasticidades ao longo do tempo, analisando não apenas respostas imediatas, mas também impactos defasados e seu reflexo no Produto Interno Bruto (PIB). Destaca-se a importância de uma análise abrangente que incorpore elasticidades de curto, intermediário e longo prazo, visando superar as limitações inerentes aos modelos estáticos. A metodologia emprega modelos dinâmicos para examinar as complexas interações entre oferta de crédito e comportamento de consumo. A análise abrange um período temporal substancial, proporcionando uma compreensão mais completa das dinâmicas econômicas. Os resultados revelam *insights* essenciais sobre as elasticidades ao longo do tempo nas relações entre oferta de crédito e consumo familiar. Demonstrando uma eficácia imediata, medidas que aumentam a oferta de crédito exibem uma elasticidade de curto prazo significativa, encontrado resultados diferentes dos estudo base e a comprovação do reflexo na economia.

**Palavras-chaves: Crédito Pessoa Física, Consumo das Famílias, Elasticidade**

## ABSTRACT

This study deepens the understanding of credit supply and household consumption relations with an emphasis on the time dimension of the period from 2011 to 2023. The aim is to dynamically explore elasticities over time through the analysis of immediate responses in sum of their lagged impacts and its reflex on the Gross Domestic Product (GDP). The noteworthiness of a comprehensive analysis that incorporates short, intermediate, and long-term elasticities is highlighted with an aim to overcome the static model's limitations. Therefore, dynamic models were used to examine the complex interactions between credit supply and consumption behaviour. The analysis considers a substantial time frame to generate a fuller understanding of economic dynamics. As a result, essential insights into elasticities over time on credit supply and household consumption correlation were demonstrated. It was observed that proposals which increases the credit offer shows a significant short-term elasticity with immediate efficacy leading to different results from base studies and proving the impact on the economy.

**Keywords: Individual Credit, Household Consumption, Elasticity.**

## LISTA DE TABELAS

### **Tabela 1**

Resultado dos testes de raízes unitárias (1997 a 2023)

.....**33**

### **Tabela 2**

Resultados da regressão – Modelo Econométrico Estático

.....**34**

### **Tabela 3**

Resultados da regressão – Modelo Dinâmico

.....**37**



# SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO .....</b>	<b>10</b>
1.1 Contextualização do Tema .....	10
1.2 Problema de Pesquisa .....	11
1.3 Hipóteses da Pesquisa .....	11
1.4 Objetivos Geral e Específicos .....	11
1.4.1 Objetivo Geral .....	11
1.4.2 Objetivos Específicos .....	12
1.5 Delimitação do Escopo do Estudo .....	12
1.6 Justificativa do Tema .....	12
1.7 Organização do Estudo .....	13
<b>2 REFERENCIAL TEÓRICO .....</b>	<b>15</b>
2.1 Definição Teórica da Elasticidade da Concessão do Crédito Livre às Pessoas Físicas no Consumo das Famílias .....	15
2.2 Literatura Nacional .....	15
2.3 Contribuições .....	19
<b>3 METODOLOGIA .....</b>	<b>22</b>
3.1 Análise de Estacionariedade .....	22
3.2 Estimação Econométrica .....	26
<b>4 DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS .....</b>	<b>29</b>
<b>5 ANÁLISE DOS RESULTADOS .....</b>	<b>32</b>
5.1 Análise de Estacionariedade .....	32
5.2 Estimação econométrica .....	34
5.2.1 Modelo Econométrico Estático .....	34
5.2.2 - Modelo Econométrico Dinâmico .....	35
<b>6 CONSIDERAÇÕES FINAIS E IMPLICAÇÕES DE POLÍTICAS .....</b>	<b>43</b>
<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>46</b>
<b>APÊNDICE .....</b>	<b>49</b>





## 1

**INTRODUÇÃO****1.1 Contextualização do Tema**

A dinâmica entre a concessão de crédito ao consumo e o comportamento do consumo das famílias é um tema de crescente relevância no contexto econômico contemporâneo. Por exemplo, entre 2004 e 2013, o ciclo expansionista do crédito à pessoa física contribuiu significativamente para o aumento do consumo das famílias. Os bancos públicos desempenharam um papel proeminente nesse cenário, assumindo a dianteira na concessão de crédito, não apenas como resposta à crise financeira global de 2008 e 2009, mas também como estratégia para promover a inclusão financeira e impulsionar a demanda interna. Essa abordagem desempenhou um papel crucial na estabilidade macroeconômica, na redução das desigualdades sociais e na consolidação do Brasil como uma das economias emergentes mais dinâmicas do mundo (Borça Jr. e Guimarães, 2015).

De acordo com Mora (2015), entre 2004 e dezembro de 2010, observou-se uma transformação significativa na oferta de crédito à pessoa física no Brasil. Nesse período, o crédito à pessoa física aumentou de 9% para 21% do Produto Interno Bruto (PIB), evidenciando uma expansão notável. Esse crescimento abrangeu diversas modalidades, com destaque para o crédito consignado e o financiamento habitacional, impulsionados por medidas regulatórias que facilitaram o acesso a essas opções. O crédito consignado, beneficiado pela redução de juros e simplificação dos processos de contratação, experimentou um crescimento expressivo, assim como o financiamento habitacional, que foi incentivado por políticas governamentais, incluindo a redução de taxas de juros e o aumento do acesso ao FGTS. Além disso, fatores macroeconômicos, como estabilidade econômica, crescimento da renda e redução do desemprego, juntamente com um clima de otimismo econômico, contribuíram para a expansão do crédito e o aumento das operações para financiamento de bens duráveis. Essa mudança estrutural na oferta de crédito reflete não apenas a diversificação das opções disponíveis, mas também a interação de fatores regulatórios, incentivos governamentais e condições econômicas mais amplas. O cenário de otimismo econômico impulsionou a confiança do consumidor,



resultando em um aumento nas operações de crédito para aquisição de bens duráveis, enquanto as políticas específicas adotadas, como a transferência de passivos no setor habitacional, abordaram questões particulares desse segmento. Este período ilustra como a dinâmica do crédito à pessoa física desempenhou um papel crucial no contexto mais amplo das políticas econômicas e sociais adotadas durante o governo (Mora, 2015).

Observa-se, portanto, que a concessão de crédito se tornou uma peça fundamental nas estratégias econômicas, desempenhando um papel crucial na dinâmica de crescimento e estabilidade econômica. Por exemplo, analisando o cálculo do PIB sob a ótica da despesas, o crédito irá impactar o consumo das famílias e, conseqüentemente, ocorrerá a transmissão desse impacto para o PIB.

## 1.2 Problema de Pesquisa

Entretanto, em um contexto de elevadas taxas de juros que tem prevalecido nos últimos anos no Brasil, destaca-se o seguinte questionamento: qual é o nível de sensibilidade do consumo das famílias à concessão de crédito?

## 1.3 Hipóteses da Pesquisa

Neste estudo, testa-se a hipótese de que o crédito à pessoa física exerce pouco efeito sobre o consumo das famílias. Essa hipótese está fundamentada no argumento de que a elevada taxa de juros praticada no Brasil afeta as decisões de consumo das famílias e, por essa razão, espera-se que o consumo das famílias seja pouco sensível à concessão de créditos para pessoas físicas.

## 1.4 Objetivos Geral e Específicos

### 1.4.1 Objetivo Geral

O objetivo geral desse estudo é analisar a sensibilidade do consumo das famílias à concessão de crédito das pessoas físicas na economia brasileira durante o período de 2011 a 2023. Compreender e quantificar como o crédito à pessoa física influenciou o consumo das famílias trará *insights* importantes sobre o desempenho do nível de atividade econômica no período analisado, o qual é afetado por diversas quebras estruturais que provavelmente afetaram o padrão de consumo dos brasileiros. Além disso, será possível analisar a relevância do crédito

como componente significativo do desenvolvimento econômico do país a partir de uma abordagem distinta por meio do cálculo de elasticidade.

### **1.4.2 Objetivos Específicos**

Em termos de objetivos específicos, o presente estudo propõe a analisar e compreender a relação entre consumo das famílias e concessão de crédito às pessoas físicas por meio do cálculo da elasticidade da concessão de crédito livre às pessoas físicas no consumo das famílias, a partir da estimação de modelos econométricos, estatísticos e dinâmicos, explorando os canais de transmissão entre essas duas variáveis. Entretanto, antes das estimações econométricas, será feito uma rigorosa análise de estacionariedade dos dados das variáveis consideradas neste estudo.

### **1.5 Delimitação do Escopo do Estudo**

O escopo desse estudo é delinear de maneira abrangente e aprofundada o impacto do ciclo expansionista de crédito à pessoa física na economia brasileira no período compreendido entre 2011 e 2023. Essa análise irá abranger as interações entre a concessão de crédito e o consumo das famílias, assim como a massa salarial real, a qual é um importante indicador do mercado de trabalho brasileiro.

### **1.6 Justificativa do Tema**

Analisar a relação entre a concessão de crédito às pessoas física e o padrão de consumo das famílias é tema relevante ao atual debate acadêmico, com importantes implicações de política econômica. Se, por um lado, o aumento expressivo do crédito bancário nos últimos anos pode ter influenciado o comportamento das famílias, é preciso destacar que outros fatores como as elevadas taxas de juros praticadas, além da dinâmica do mercado de trabalho, podem ter exercido efeitos sobre o padrão de consumo. E, em vista disso, políticas voltadas à concessão de crédito podem não estar exercendo os efeitos desejados em estimular o consumo das famílias. Ao abordar esses aspectos, o estudo visa proporcionar uma visão abrangente do papel desempenhado pelo crédito à pessoa física na dinâmica econômica brasileira, contribuindo para a compreensão mais ampla dos fatores que moldaram o cenário econômico durante o período estudado.

## 1.7 Organização do Estudo

O estudo está estruturado de maneira a proporcionar uma análise detalhada do ciclo expansionista de crédito à pessoa física e seus reflexos na economia brasileira entre os anos de 2011 e 2023. Além dessa introdução, este estudo encontra-se dividido nas seguintes seções. A próxima seção irá apresentar um breve referencial teórico sobre o tema em análise. A terceira seção se dedicará a apresentar com detalhes a abordagem metodológica a ser empregada na investigação do problema de pesquisa. A quarta seção, por sua vez, se dedicará a descrever as variáveis e o tratamento dado. A quinta seção apresentará os resultados econométricos obtidos. Por fim a última seção irá apresentar as considerações finais acerca dos resultados obtidos, assim como as implicações de políticas.





?



## 2

## REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1 Definição Teórica da Elasticidade da Concessão do Crédito Livre às Pessoas Físicas no Consumo das Famílias

A elasticidade da concessão de crédito livre às pessoas físicas em relação ao consumo das famílias mede o impacto percentual no consumo das famílias em resposta a uma variação percentual na concessão de crédito livre. A fórmula geral para calcular essa elasticidade é dada por:

$$\varepsilon_{CLPF}^{CF} = \frac{\Delta\%Consumo\ das\ Famílias}{\Delta\%Concessão\ de\ Crédito\ Livre\ às\ Pessoas\ Físicas} \quad (1)$$

Se a elasticidade for maior que 1 ( $\varepsilon_{CLPF}^{CF} > 1$ ), isso indica que o consumo das famílias é elástico em relação à concessão de crédito livre, ou seja, as famílias respondem a mudanças na concessão de crédito aumentando seu consumo em uma proporção maior. Se a elasticidade for menor que 1 ( $\varepsilon_{CLPF}^{CF} < 1$ ), o consumo das famílias é inelástico em relação à concessão de crédito livre, indicando que o consumo varia em uma proporção menor do que a mudança na concessão de crédito. Por fim, se a elasticidade for igual a um ( $\varepsilon_{CLPF}^{CF} = 1$ ), ou seja, elasticidade unitária, isso significa que o consumo das famílias varia em uma proporção igual à mudança percentual da concessão de crédito livre às pessoas físicas.

Essa elasticidade pode ser influenciada por vários fatores, como taxas de juros, condições econômicas gerais, políticas monetárias e fiscais, confiança do consumidor, entre outros. Em períodos de taxas de juros baixas e condições econômicas favoráveis, por exemplo, a elasticidade pode ser maior, pois as famílias podem estar mais propensas a consumir com base no crédito disponível.

### 2.2 Literatura Nacional

Segundo Mora (2015), o aumento do crédito à pessoa física durante o governo Lula resultou de uma combinação de fatores estratégicos. A implementação de uma política monetária

expansionista, evidenciada pela redução da taxa básica de juros, visava estimular o consumo e investimentos, tornando o crédito mais acessível. A estabilidade econômica, mantida pelo Plano Real e pelo crescimento consistente do PIB, gerou confiança nos agentes econômicos e reduziu o risco percebido pelas instituições financeiras, facilitando a expansão da oferta de crédito. Além disso, a intervenção direta do governo, notadamente por meio de bancos públicos como a Caixa Econômica Federal e o Banco do Brasil, desempenhou um papel crucial, implementando medidas como a capitalização da Caixa para garantir a continuidade do crédito em um contexto de desafios internacionais. Essa abordagem multifacetada reflete uma estratégia abrangente para promover o acesso ao crédito e sustentar a estabilidade econômica.

Morais e Filho (2011) observam que, a partir de 2006, foram adotadas medidas focadas no "novo-desenvolvimentismo", mantendo compromissos com superávits primários, mas agora incorporando estratégias que possibilitavam o aumento dos gastos do governo e uma maior intervenção estatal na economia. Essa mudança de abordagem, conhecida como a política "híbrida", representou uma inflexão na condução das políticas econômicas, buscando conciliar aspectos das abordagens neoliberais anteriores com novas estratégias orientadas para o crescimento.

Biancarelli e Rossi (2014) destaca que durante destaca que várias transformações foram impulsionadas por uma estratégia voltada para o estímulo ao consumo como meio de alcançar o crescimento econômico. Uma mudança notável foi a transição de políticas contracionistas para aquelas centradas no desenvolvimento social, evidenciada pelo aumento do valor e da abrangência do programa Bolsa Família. É salientado que o governo concentrou esforços em fortalecer a renda da população por meio de políticas sociais abrangentes, incluindo iniciativas como o Benefício de Prestação Continuada da Assistência Social (BPC), que garantia um salário-mínimo para idosos e pessoas com deficiência. De acordo com Biancarelli (2014), tais medidas representaram uma tentativa deliberada de promover o crescimento econômico ao priorizar o estímulo ao consumo e fomentar o desenvolvimento social como pilares fundamentais da política governamental. Essa abordagem sugere uma integração estratégica entre as dimensões econômicas e sociais, destacando a importância de políticas inclusivas para impulsionar o progresso nacional.

Após a crise econômica de 2008, Boça Jr. e Guimarães (2015) explicam que o cenário do crédito no Brasil passou por transformações notáveis. A resposta eficaz do governo durante a crise, com a atuação destacada dos bancos públicos, contribuiu para a mitigação dos impactos adversos no sistema financeiro. No entanto, o ciclo de crédito à pessoa física, que vinha sendo um importante motor do consumo e do crescimento econômico, perdeu parte de seu vigor nos anos subsequentes à crise. A desaceleração foi evidenciada pelo comportamento menos expressivo do crédito à pessoa física, refletido no modelo econômico apresentado. Mesmo diante desse arrefecimento, o crédito bancário continuou desempenhando um papel relevante na economia brasileira, adaptando-se aos desafios e às mudanças nas condições econômicas globais. A trajetória pós-crise revelou a capacidade de adaptação do sistema financeiro brasileiro, mantendo-se como um instrumento importante para impulsionar a atividade econômica e sustentar o consumo das famílias, embora em um contexto de maior cautela e ajustes nas políticas financeiras.

Ivo *et al.* (2016) dispõe que mercado de crédito desempenha um papel crucial nas vendas a prazo, como evidenciado no contexto da indústria automobilística brasileira. A concessão de crédito, aliada a políticas governamentais que reduzem taxas de juros e facilitam o financiamento. Ao longo dos anos, a disponibilidade de financiamentos com prazos mais acessíveis, associada à redução de impostos e incentivos governamentais, contribuiu para a expansão desse mercado. Esse fenômeno destaca a interconexão entre a oferta de crédito, as condições macroeconômicas e as decisões de compra dos consumidores, sublinhando a importância do mercado de crédito como um impulsionador significativo das transações a prazo.

De acordo com Sant'Anna, Borça Junior e Araujo (2009) as contribuições do crédito à pessoa física desempenham um papel significativo no estímulo ao consumo e, por consequência, no crescimento do Produto Interno Bruto (PIB). A disponibilidade de crédito facilita o acesso das pessoas a bens de consumo duráveis, como automóveis e eletrodomésticos, bem como ao mercado imobiliário, impulsionando a demanda por esses produtos. Esse fenômeno é particularmente evidente em economias em desenvolvimento, como a brasileira, onde a expansão do crédito à pessoa física entre 2004 e 2008 contribuiu para a melhoria das condições de vida da população, promovendo o acesso a padrões de consumo mais elevados.

Além disso, as contribuições do crédito à pessoa física não se limitam apenas ao consumo imediato; elas também exercem um papel relevante na dinâmica macroeconômica. O aumento do crédito impulsiona a atividade econômica ao estimular a produção e o emprego nos setores relacionados aos bens e serviços demandados pelos consumidores. Esse ciclo virtuoso gera um impacto positivo no PIB, contribuindo para um crescimento econômico mais robusto. No entanto, é essencial equilibrar essa expansão do crédito para garantir sua sustentabilidade e evitar possíveis desequilíbrios financeiros que possam surgir no longo prazo. Portanto, compreender as dinâmicas intrincadas entre o crédito à pessoa física, o consumo e o PIB é crucial para formular políticas econômicas eficazes e sustentáveis (Araújo, Borça Junior e Sant'Anna, 2009). Durante o governo Dilma Rousseff, Nader (2019) explica que a política de crédito a pessoa física desempenhou um papel significativo nas estratégias econômicas adotadas. Em seu primeiro mandato, houve uma tentativa de estimular o crescimento econômico por meio da redução das taxas de juros e do aumento do acesso ao crédito. Essa abordagem visava não apenas impulsionar o consumo, mas também promover investimentos e fortalecer setores-chave da economia. No entanto, essas medidas foram posteriormente confrontadas com desafios, especialmente quando a reversão na trajetória de redução das taxas de juros ocorreu a partir de 2013, o que impactou a dinâmica da política de crédito. A intervenção no setor financeiro, combinada com a instabilidade econômica e as pressões inflacionárias, criou um ambiente complexo para a política de crédito a pessoa física, gerando debates sobre a eficácia dessas estratégias e seus efeitos a longo prazo.

Boligon *et al.* (2020) analisa a crise econômica que assolou o Brasil entre os anos de 2014 e 2016 revela uma conjunção de fatores, destacando-se os equívocos na condução da política econômica, notadamente durante a implementação da Nova Matriz Econômica (NME). O texto argumenta que as políticas fiscais e expansionistas adotadas no referido período, ao estimularem o consumo e reduzirem o desemprego, resultaram, a longo prazo, em inflação crescente e na desvalorização da moeda local. Além disso, a resposta do Comitê de Política Monetária (COPOM), expressa pelo aumento significativo da taxa Selic em 2015, dificultou o acesso a capital para pessoas físicas e jurídicas, desestimulando o mercado interno. A abordagem abrangente também destaca os impactos generalizados em diversos setores da economia, culminando em queda no emprego, renda *per capita* e no Produto Interno Bruto (PIB). A dissertação explora ainda a

falta de coordenação nas políticas adotadas entre 2010 e 2014, os desafios políticos que exacerbaram a crise, assim como a perda de competitividade decorrente da insuficiência de investimentos em infraestrutura.

Coelho e Paz (2022) trata do período da pandemia de COVID-19, em que a concessão de crédito a pessoas físicas emergiu como uma peça fundamental nas estratégias governamentais para mitigar os impactos econômicos adversos enfrentados pela população. Diversas medidas foram implementadas para ampliar o acesso ao crédito, destacando-se a expansão da margem consignável para empréstimos, especialmente entre beneficiários do INSS. Essa iniciativa permitiu uma maior flexibilidade financeira aos cidadãos, ao elevar a margem disponível para empréstimos consignados, proporcionando um alívio momentâneo em meio às incertezas econômicas ocasionadas pela crise sanitária. Além disso, o estabelecimento de programas como o Programa Nacional de Apoio às Microempresas e Empresas de Pequeno Porte (PRONAMPE) e o Programa Emergencial de Acesso a Crédito (PEAC) desempenhou um papel crucial ao direcionar recursos específicos para microempreendedores individuais, empresas de pequeno e médio porte, demonstrando uma resposta proativa na manutenção da estabilidade financeira da população.

No entanto, é essencial avaliar de maneira crítica a eficácia dessas medidas, considerando não apenas a sua implementação, mas também os resultados práticos e a capacidade de resposta do setor financeiro diante das demandas crescentes. A concessão de crédito, embora uma ferramenta valiosa para enfrentar desafios econômicos imediatos, demanda uma análise profunda para compreender sua efetividade a longo prazo e os potenciais impactos sobre a saúde financeira dos indivíduos. A complexidade inerente às dinâmicas econômicas em tempos de crise requer uma abordagem cuidadosa na formulação de políticas, visando não apenas a disponibilidade, mas também a sustentabilidade do crédito como um instrumento de recuperação econômica e estabilidade financeira (Coelho e Paz, 2022).

## 2.3 Contribuições

A contribuição do presente estudo é tríplice. Primeiro, estudiosos que fazem uso de modelos de equilíbrio geral computável necessitam de uma estimativa da elasticidade da concessão do crédito às pessoas famílias em relação ao consumo das famílias para a realização de

análises setoriais envolvendo os diferentes padrões de consumo, de modo que eles precisam do valor dessa elasticidade para se analisar os impactos de políticas públicas envolvendo concessão de créditos às famílias visando estimular o consumo. Borça Jr. e Guimarães (2015), por exemplo, obtiveram o valor de 0,408229 (ver Apêndice C) dessa elasticidade a partir da estimação de um modelo econométrico dinâmico.

Segundo, a adoção de técnicas mais robustas, envolvendo uma rigorosa análise de estacionariedade em presença de quebras estruturais, assim como a estimação de modelos econométricos dinâmicos devido aos efeitos das defasagens nos resultados, poderá trazer maiores esclarecimentos sobre o valor dessa elasticidade. A introdução de defasagens distribuídas no modelo permite capturar melhor as relações de longo prazo entre a concessão de crédito livre ao consumo e o consumo das famílias, oferecendo uma visão mais abrangente das dinâmicas econômicas.

Terceiro, o estudo atual fornece uma base sólida para avançar o conhecimento existente, fornecendo *insights* valiosos para pesquisadores, formuladores de políticas e profissionais do setor financeiro que buscam compreender e antecipar as dinâmicas complexas entre crédito à pessoa física e padrões de consumo. Essa abordagem refinada não apenas contribui para o aperfeiçoamento da pesquisa acadêmica, mas também oferece orientações mais precisas e aplicáveis para a formulação de políticas econômicas mais eficazes e adaptadas ao contexto contemporâneo.





3

# 3 METODOLOGIA

## 3.1 Análise de Estacionariedade

Inicialmente, foram aplicados os testes de raiz unitária modificados de Dickey-Fuller ( $ADF^{GLS}$ ) e de Phillips-Perron ( $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ ), propostos por Elliot, Rottemberg e Stock (1996) e Ng e Perron (2001), os quais superam os problemas de baixo poder estatístico e distorções de tamanho dos testes tradicionais de Dickey e Fuller (1979, 1981), Said e Dickey (1984) e de Phillips e Perron (1988). As modificações no teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981) e de Said e Dickey (1984) fundamentam-se em dois aspectos centrais: (a) a extração de tendência em séries de tempo usando mínimos quadrados ordinários (OLS) é ineficiente, e; (b) a importância de uma seleção apropriada à ordem de defasagem do termo aumentado, de modo a obter uma melhor aproximação para o verdadeiro processo gerador de dados.

Para o primeiro caso, Elliot, Rottemberg e Stock (1996) propõem usar mínimos quadrados generalizados (GLS) a fim de extrair a tendência estocástica da série. Para isso, emprega-se o procedimento padrão para estimar a estatística  $ADF^{GLS}$  como sendo a estatística  $t$  para testar a hipótese nula  $H_0: \beta_0 = 0$ , de presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa  $H_A: \beta_0 < 0$ , de que a série é estacionária. A regressão estimada por mínimos quadrados ordinários é determinada por:

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 \tilde{y}_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta \tilde{y}_{t-j} + e_{tk} \quad (1)$$

em (2),  $\tilde{y}_t$  define a série com tendência removida por mínimos quadrados generalizados,  $\Delta$  o operador de primeiras diferenças e  $e_{tk}$  o resíduo não autocorrelacionado e homocedástico.

Com relação ao segundo aspecto, Ng e Perron (2001) demonstram que os critérios de informação de Akaike (AIC) e de Schwarz (SIC) tendem a selecionar baixos valores à defasagem  $k$ , quando se tem uma grande raiz negativa (próximo a -1) no polinômio de médias móveis da série, conduzindo os testes de raízes unitárias a importantes distorções.

Esta situação motivou o desenvolvimento do critério modificado de informação de Akaike (MAIC) à seleção da defasagem autorregressiva, de modo a minimizar as distorções provocadas por seleção inadequada de defasagem na equação em (1). O MAIC é projetado para selecionar um comprimento de defasagem relativamente longo na presença de uma raiz média-móvel próxima da unidade, a fim de evitar distorções, e um comprimento de defasagem menor na ausência de tal raiz, de modo que o poder do teste não fica comprometido. O teste  $ADF^{GLS}$  usa a estatística  $t$  OLS correspondente a  $\beta_0$  na referida equação.

Ng e Perron (2001) sugeriram que as mesmas modificações propostas também fossem aplicadas ao teste tradicional de Phillips e Perron (1988), originando o teste  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ . Particularmente, as versões modificadas definem os testes  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ ,  $\overline{MSB}$  e  $\overline{MZ}_t^{GLS}$ , os quais baseiam-se em:

$$\overline{MZ}_\alpha^{GLS} = (T^{-1}y_T^d - \hat{\lambda}^2(2T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^d)^{-1} \quad (2)$$

$$\overline{MSB} = (T^{-2}\sum_{t=1}^T y_{t-1}^d / \hat{\lambda}^2)^{1/2} \quad (3)$$

$$\overline{MZ}_t^{GLS} = \overline{MZ}_\alpha^{GLS} \times \overline{MSB} \quad (4)$$

Por meio de simulações, Ng e Perron (2001) mostraram que a aplicação conjunta de GLS para extrair a tendência determinista e do critério de seleção de defasagens MAIC produzem testes com maior poder, mas menores distorções de tamanho estatístico quando comparados aos testes tradicionais de *Augmented Dickey* e Fuller e *Phillips-Perron*. Os valores críticos das estatísticas  $ADF^{GLS}$  e  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  estão reportados em Ng e Perron (2001), Tabela 1.

Contudo, mesmo os testes modificados  $ADF^{GLS}$  e  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$ ,  $\overline{MSB}$  e  $\overline{MZ}_t^{GLS}$  possuem baixo poder na presença de quebras estruturais, tornando-se viesados no sentido da não rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária quando a série é estacionária. O estudo de Perron (1989) ilustra a importância de se incluir uma quebra estrutural nos testes tradicionais de raízes unitárias ao mostrar que, um viés existe contra a rejeição da hipótese nula de uma raiz unitária quando a série temporal, sob investigação, é estacionária ao redor de uma quebra estrutural.

Perron (1989) considerou inicialmente três modelos de quebra estrutural. O Modelo A, que é conhecido como modelo *crash*, permite a mudança de um período no nível. O Modelo B, que permite a existência de uma quebra na tendência da série de tempo. E o Modelo C, que é conhecido como o modelo *changing growth path*, inclui mudança de um período em ambos nível e tendência.

Especificamente, a quebra estrutural é tratada como um evento exógeno, conhecendo-se sua data de ocorrência. Seja  $\tau$  o período anterior à quebra estrutural, de modo que a hipótese nula é que a série  $y_t$  segue um processo de raiz unitária com quebra estrutural no período  $t = \tau + 1$ , contra a hipótese alternativa de que  $y_t$  é estacionária. Em sua forma geral, o denominado modelo (C), considera quebra de intercepto e de tendência e é expresso por:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \mu_1 D_L + \mu_2 D_P + \mu_3 D_T + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

em que a variável *dummy* de impulso  $D_P = 1$  se  $t = \tau + 1$  e zero, caso contrário; variável *dummy* de nível  $D_L = 1$  se  $t > \tau$  e zero, caso contrário; e variável *dummy* de tendência  $D_T = t - \tau$  se  $t > \tau$  e zero, caso contrário;  $a_0$  é o intercepto;  $a_2$  é o coeficiente da tendência determinística  $t$ ; o termo de resíduo é um ruído branco não autocorrelacionado e homocedástico,  $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ ;  $k$  é o número de defasagens escolhido de acordo com os critérios usuais de seleção de defasagens.  $\mu_1, \mu_2, \mu_3$  e  $\beta$  são parâmetros a serem estimados<sup>1</sup>. Os resíduos obtidos na equação em (5) são usados para estimar a equação por meio mínimo quadrados ordinárias:

$$e_t = a_1 e_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Sob a hipótese nula de raiz unitária, o valor teórico de  $a_1$  é unitário. Sendo os resíduos independentes e identicamente distribuídos, a distribuição de  $a_1$  dependerá da razão tamanho da amostra pré-quebra/tamanho total da amostra, denotada por  $\lambda = \tau/T$ , em que  $T$  é o número total de observações. Assim sendo, o termo “ $\lambda$ ” determina a fração de quebra no teste de Perron (1989),

<sup>1</sup> A hipótese nula do Modelo C impõe as seguintes restrições nos parâmetros da equação (10):  $a_1 = 1$ ,  $\mu_1 \neq 0$ ,  $\mu_2 \neq 0$  e  $a_2 = \mu_3 = 0$ , ao passo que a hipótese alternativa, tem-se:  $|a_1| < 1$ ,  $a_2 \neq 0$ ,  $\mu_2 \neq 0$ ,  $\mu_3 \neq 0$  e  $\mu_1 = 0$ . Perron (1989) prevê, ainda, dois casos particulares de mudanças no intercepto (Modelo A) ou na inclinação da série (Modelo B).

representando a proporção de observações que ocorreram anteriormente à quebra estrutura, em relação ao número total de observações.

Caso os resíduos sejam correlacionados, deve-se então estimar a equação em (7) na forma do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com seleção apropriada de defasagens para corrigir a autocorrelação. Para essa finalidade, utiliza-se a abordagem do geral para o específico, conforme sugerido por Campbell e Perron (1991), onde se escolhe *a priori* um número máximo de defasagens ( $p_{máximo}$ ), as quais vão sendo eliminadas uma a uma caso o coeficiente da última defasagem se apresente não significativo.

Todavia, Christiano (1992) criticou a abordagem de Perron (1989) sob o fundamento de que os pontos de quebra não devem ser tratados como exógenos uma vez que a imposição de uma data de quebra envolve uma questão de *data-mining*. Para Christiano (1992), a escolha da data da quebra estrutural está correlacionada com os dados, o que diminui a validade do procedimento proposto por Perron (1989) de seleção exógena da quebra. Pesquisas posteriores mudaram a hipótese de Perron (1989) de que o ponto de quebra é conhecido *a priori* e adotaram um procedimento endógeno para determinar o ponto de quebra a partir dos dados.

Perron (1997) desenvolveu um teste de raiz unitária com estimação do ponto de quebra de forma endógena, baseando-se nos modelos A, B e C de Perron (1989) e nos métodos *Innovation Outlier* (IO) e *Additive Outlier* (AO). O modelo AO permite uma mudança súbita na média (*crash model*), enquanto o modelo IO permite mudanças mais graduais.

Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) propuseram que as quebras estruturais podem ocorrer ao longo de um número de períodos como também a uma transição suave para um novo nível. Portanto, uma função de mudança de nível, que é conhecida pela forma não linear geral  $f_t(\theta)' \gamma$ , é acrescentada ao termo determinístico  $\mu_t$  do processo gerador de dados. Assim, o modelo é expresso pela expressão em (8):

$$q_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + v_t \quad (7)$$

em que  $\theta$  e  $\gamma$  são parâmetros escalares desconhecidos,  $t$  é uma tendência temporal e  $v_t$  são erros residuais gerados por um processo AR(p) com possível raiz unitária.

Além da possibilidade de se modelar quebra estrutural com uma variável *dummy* de impulso, a mudança na função  $f_t(\theta)\gamma$  pode ser: (i) uma variável *dummy* de mudança simples com data de mudança  $T_b$  (*shift dummy*); (ii) baseada em uma função de distribuição exponencial que permite uma mudança gradual não linear para um novo nível começando no período  $T_b$  (*exponencial shift*); (iii) uma função racional no operador de defasagem aplicado a uma *dummy* de mudança (*rational shift*).

Operacionalmente, o teste de raiz unitária proposto por Saikkonen e Lütkepohl (2002), Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2002), e Lanne, Lütkepohl e Saikkonen (2003) está baseado na estimação do termo determinístico por mínimos quadrados generalizados (GLS) e na subtração dessa tendência da série original, seguida de um teste ADF desenvolvido às séries ajustadas. Se a data da quebra é desconhecida, recomenda-se a escolha de uma ordem de defasagens maior no primeiro passo e, então, obter a data de quebra que minimiza a soma dos erros quadrados generalizada do modelo em primeiras diferenças. A escolha do número ótimo de defasagens se baseia nos resultados apresentados pelo critério de informação de Akaike (AIC).

### 3.2 Estimação Econométrica

Considere  $Y_t$  como sendo o consumo das famílias,  $X_t^j$  é a *proxy* para a concessão de crédito livre às pessoas físicas, assim como o termo de erro independente e identicamente distribuído  $\varepsilon_t \sim i. i. d. N(0, \sigma^2)$ . Um modelo autorregressivo e de defasagens distribuídas (ARDL) é dado por:

$$Y_t = C + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_k Y_{t-k} + \beta_0 X_t^j + \beta_1 X_{t-1}^j + \dots + \beta_n X_{t-n}^j + \varepsilon_t \quad (8)$$

Assim, o consumo das famílias está relacionado com seus valores passados, assim como com os valores contemporâneos e passados da concessão de crédito livre às pessoas físicas em um sistema dinâmico. O efeito imediato, chamado de multiplicador de impacto, é dado pelo coeficiente  $\beta_0$ .

A equação (8) deve atender a determinadas suposições. Em primeiro lugar, as variáveis do modelo econométrico precisam ser



estacionárias. Em segundo lugar, o valor médio esperado do termo de erro deve ser zero. Em terceiro lugar, se o termo de erro não for correlacionado serialmente, os coeficientes do modelo estimados por mínimos quadrados ordinários (MQO) serão consistentes no sentido estatístico. Por fim, é importante que sejam válidas as hipóteses de normalidade e de homoscedasticidade do termo de erro. A equação (8) pode ser reescrita da seguinte forma:

$$A(L)Y_t = B(L)X_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

onde:

$$A(L) = (1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_k L^k) \quad (10)$$

$$B(L) = (\beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_n L^n) \quad (11)$$

Supondo que as variáveis sejam estacionárias e estejam na forma de logaritmos naturais, pode-se definir o equilíbrio estático como a situação em que  $Y$  e  $X$  encontram-se em seus valores esperados de longo prazo:

$$Y^* = \left( \frac{\overbrace{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_n}^{\text{Crédito}}}{\underbrace{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_k}_{\text{Consumo}}} \right) X^* \quad (12)$$

O termo entre parênteses na equação (12) é conhecido como a elasticidade de longo prazo da concessão de crédito livre às pessoas físicas em relação ao consumo das famílias.



## 4

## DESCRIÇÃO DAS VARIÁVEIS E TRATAMENTO DOS DADOS

A presente pesquisa utiliza dados trimestrais para o período compreendido entre o segundo trimestre de 2011 para o segundo trimestre de 2023, envolvendo as seguintes variáveis: Consumo das Famílias (R\$ Milhões), obtido do Sistema de Contas Nacionais do IBGE; Concessão do Crédito Livre ao Consumo – Pessoa Física; e a Massa Salarial Real (R\$ Milhões); seguindo as recomendações de Borça Jr. e Guimarães (2015). O uso dessas duas variáveis, que são a concessão de crédito livre ao consumo para pessoas físicas e a massa salarial real, está em conformidade com o estudo de Borça Jr. e Guimarães (2015). Essa escolha foi baseada na premissa de que essas variáveis desempenham um papel crucial na dinâmica do consumo familiar, especialmente considerando o impacto do crédito sobre o poder de compra das famílias.

Para garantir a robustez e a precisão das estimativas, os dados foram submetidos a tratamentos específicos. Primeiramente, foram convertidos em termos reais usando o IPCA Médio (2023T2 = 100), ajustados sazonalmente usando o método X-13 ARIMA e, em seguida, transformados em logaritmos naturais. Esses tratamentos têm como objetivo mitigar possíveis distorções e garantir que os coeficientes estimados possam ser interpretados como elasticidades. A interpretação dessas elasticidades, conforme descrito pelo referencial teórico de Borça Jr. e Guimarães (2015), é crucial para identificar se o consumo das famílias responde de forma elástica ou inelástica às variações na concessão de crédito ao consumo.

A trajetória do crédito à pessoa física no Brasil entre 2004 e 2023 reflete um cenário complexo e dinâmico, moldado por políticas econômicas, crises globais e respostas governamentais. A capacidade adaptativa do sistema financeiro brasileiro diante de choques externos, exemplificada pela resposta eficaz durante a crise global, destaca a resiliência do país. No entanto, desafios persistem, como evidenciado pela complexa interação entre políticas de crédito, inflação e desenvolvimento socioeconômico. A pandemia de COVID-19 trouxe à tona a importância do crédito como ferramenta para mitigar impactos adversos. Nesse contexto, avaliar criticamente a eficácia das medidas adotadas e garantir a sustentabilidade do crédito emerge como uma



prioridade para orientar futuras políticas econômicas. Em última análise, compreender as intrincadas relações entre crédito à pessoa física e consumo é essencial para forjar um caminho sólido rumo a uma economia resiliente e inclusiva.





5

## 5

**ANÁLISE DOS RESULTADOS****5.1 Análise de Estacionariedade**

Os resultados dos testes de raiz unitária foram consolidados na Tabela 1 abaixo. Nesta, a variável  $c_t^{sa}$  é o consumo das famílias,  $cr_t^{sa}$  é o crédito livre às pessoas físicas, e  $ms_t^{sa}$  é a massa salarial. Em linhas gerais, os resultados indicam que as séries são estacionárias em nível, e as datas das quebras estruturais identificadas referem-se ao período da pandemia de Covid-19. Com esses resultados, a etapa seguinte será a estimação dos modelos autorregressivos e de defasagens distribuídas visando o cálculo da elasticidade.





**Tabela 1:** Resultado dos testes de raízes unitárias (1997 a 2023).

Variáveis	Modelo	Sem quebra estrutural			Com quebra estrutural endógena (data da quebra é desconhecida)					
		$ADF^{GLS}$	$\overline{MZ}_t^{GLS}$	Lags	Vogelsang e Perron (1998)			Saikkonen e Lütkepohl (2002)		
					Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste	Tipo de Modelo	Data da Quebra	Estatística de Teste
$c_t^{sa}$	C	-0,01	0,27	-	<i>Inovational Outlier</i>	2020:02	-6,42 <sup>(a)</sup> (7 lags)	<i>Rational shift</i>	2020:02	-2,58 <sup>(c)</sup> (9 lags)
$c_t^{sa}$	C,T	-2,02	-1,82	-	<i>Inovational Outlier</i>	2020:01	-5,26 <sup>(b)</sup> (10 lags)	<i>Rational shift</i>	2020:02	-3,21 <sup>(b)</sup> (9 lags)
$cr_t^{sa}$	C	-0,39	-0,31	-	<i>Inovational Outlier</i>	2020:02	-6,03 <sup>(a)</sup> (10 lags)	<i>Rational shift</i>	2020:02	0,81 <sup>(c)</sup> (5 lags)
$cr_t^{sa}$	C,T	-1,77	-1,65	-	<i>Inovational Outlier</i>	2015:02	-4,34 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2020:02	-3,02 <sup>(c)</sup> (5 lags)
$ms_t^{sa}$	C	-1,27	-1,22	1	<i>Inovational Outlier</i>	2020:01	-3,43 (0 lags)	<i>Rational shift</i>	2020:03	-3,59 <sup>(a)</sup> (5 lags)
$ms_t^{sa}$	C,T	-1,92	-1,77	1	<i>Inovational Outlier</i>	2020:01	-5,10 <sup>(c)</sup> (10 lags)	<i>Rational shift</i>	2020:03	-1,87 <sup>(a)</sup> (2 lags)

Fonte: elaboração própria. Uso dos softwares econométricos Eviews e JMULTI.

Nota:

1 – “Lags” significa defasagens. Tipos de modelo: “C” significa constante; “T” significa tendência determinística. Contagem inicial máxima de 16 defasagens.  $\Delta$  é o operador em primeiras diferenças. Note que (a), (b) e (c) indicam que os coeficientes estimados são estatisticamente significantes ou rejeição da hipótese nula ao nível de significância estatística de 1%, 5% e 10%, respectivamente. Observações mensais incluídas: 319 (amostra: 1997 a 2023).

2 – Os valores críticos do teste  $ADF^{GLS}$  são (Elliot, Rothenberg e Stock, 1996): (i) modelo com constante: -2,61 (1%), -1,95 (5%) e -1,61 (10%). (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,77 (1%), -3,19 (5%) e -2,89 (10%). Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

3 – Os valores críticos assintóticos do teste  $\overline{MZ}_\alpha^{GLS}$  são (Ng e Perron, 2001, Tabela 1): (i) modelo com constante: -2,58 (1%), -1,98(5%) e -1,62 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,42 (1%), -2,91 (5%) e -2,62 (10%). Método de estimação espectral: AR GLS-*detrended*. Seleção do número ótimo de defasagens por meio do critério de informação de Akaike modificado.

4 – Os valores críticos do teste de Vogelsang e Perron (1998) são: (i) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto: -5,35 (1%), -4,86 (5%), e -4,61 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de intercepto e de tendência: -5,72 (1%), -5,17 (5%), e -4,89 (10%). (iii) modelo com constante e tendência determinística/quebra de tendência: -5,06 (1%), -4,52 (5%), e -4,26 (10%). Tipos de quebra: *innovational outlier* e *additive outlier*. Seleção da quebra estrutural: estatística *t* de Dickey-Fuller minimizada. Seleção do número ótimo de defasagens: Critério de Informação de Schwarz.

5 – Os valores críticos do teste de Saikkonen-Lütkepohl são (Lanne *et al.*, 2002): (i) modelo com constante: -3,48 (1%), -2,88 (5%), e -2,58 (10%); (ii) modelo com constante e tendência determinística: -3,55 (1%), -3,03 (5%), e -2,76 (10%). Tipos de quebra estrutural: *Rational Shift*, *Exponential Shift* e *Impulse dummy*.



## 5.2 Estimação econométrica

### 5.2.1 Modelo Econométrico Estático

Os resultados do modelo econométrico estático encontram-se reportados na Tabela 1 e evidenciam uma elasticidade de longo prazo no valor de 0,261186, estatisticamente significativa ao nível de 1%. Em outras palavras, um aumento de 1% na oferta de crédito aumenta o consumo das famílias em 0,26%. A constatação de que um aumento de 1% na oferta de crédito está associado a um incremento de 0,26% no consumo oferece *insights* cruciais para formuladores de políticas econômicas e agentes do setor financeiro. Esta relação positiva sugere uma resposta moderada por parte das famílias às variações na oferta de crédito em um horizonte temporal imediato.

Os resultados obtidos destacam a importância de compreender os mecanismos de transmissão entre a oferta de crédito e o comportamento do consumidor. A elasticidade identificada fornece um indicativo valioso para a formulação de estratégias que visam estimular o consumo em momentos específicos da conjuntura econômica. No entanto, é imperativo reconhecer que as elasticidades podem ser dinâmicas, sujeitas a mudanças ao longo do tempo, e que outros fatores, tanto econômicos quanto sociais, desempenham papéis interativos complexos no cenário macroeconômico.

Por fim, o Apêndice A deste estudo reporta os resultados dos principais testes envolvendo a análise de diagnósticos dos resíduos do modelo estático estimado.

**Tabela 2:** Resultados da regressão – Modelo Econométrico Estático

Dependent Variable: LNCONSUMO_D11				
Method: Least Squares				
Date: 10/17/23 Time: 15:56				
Sample: 2011Q2 2023Q2				
Included observations: 49				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.622930	0.315842	14.63683	0.0000
<b>LNCONCES_LIVREPF_D11</b>	<b>0.261186</b>	<b>0.012373</b>	<b>21.10854</b>	<b>0.0000</b>
LNMASSA_D11	0.508900	0.021702	23.44916	0.0000

D2012_03	0.022521	0.007085	3.178719	0.0029
D2019_04	-0.020761	0.007019	-2.957758	0.0053
D2020_01	-0.021154	0.007043	-3.003671	0.0047
D2020_02	-0.056721	0.007472	-7.591605	0.0000
D2021_01	0.032482	0.007265	4.470891	0.0001
D2022_04	-0.033392	0.007470	-4.470113	0.0001
D2023_01	-0.039528	0.007626	-5.183394	0.0000
@TREND	0.001506	0.000107	14.02808	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.988211	Mean dependent var	14.21603	
Adjusted R-squared	0.985109	S.D. dependent var	0.056163	
S.E. of regression	0.006854	Akaike info criterion	-6.933333	
Sum squared resid	0.001785	Schwarz criterion	-6.508639	
Log likelihood	180.8667	Hannan-Quinn criter.	-6.772205	
F-statistic	318.5343	Durbin-Watson stat	1.389111	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaborada pelos autores.

## 5.2.2 - Modelo Econométrico Dinâmico

O modelo econométrico dinâmico adotado nesta pesquisa emerge como uma ferramenta analítica sofisticada, capaz de explorar a complexa interação entre a concessão de crédito livre ao consumo e o comportamento de consumo das famílias ao longo do tempo. Ao incorporar elementos autorregressivos e de defasagens distribuídas (ARDL), esse modelo oferece uma perspectiva mais abrangente e realista da dinâmica temporal subjacente a essas variáveis econômicas. Diferentemente dos modelos estáticos, o enfoque dinâmico permite não apenas avaliar os impactos imediatos da oferta de crédito, mas também desvendar os desdobramentos e efeitos defasados que moldam a resposta do consumo das famílias em diferentes períodos.

No âmbito deste estudo, o modelo dinâmico não apenas se destaca pela sua capacidade de capturar nuances temporais, mas também pela sua habilidade em fornecer uma compreensão mais profunda dos mecanismos de transmissão entre a concessão de crédito e o consumo. A inclusão de defasagens na concessão de crédito, como

evidenciado nos resultados da regressão, revela a importância de considerar a temporalidade dessas relações. Essa abordagem enriquecida permite uma análise mais precisa das respostas econômicas ao longo do tempo, destacando que o impacto da oferta de crédito pode manifestar-se não apenas imediatamente, mas também em períodos subsequentes. O modelo dinâmico, assim, representa uma valiosa ferramenta para investigar a complexidade temporal das interações econômicas e contribui significativamente para a compreensão aprofundada das relações entre a oferta de crédito e o consumo das famílias.

Os resultados reportados na Tabela 2 permitem analisar as seguintes elasticidades. Em primeiro lugar, obteve-se uma elasticidade de curto prazo, também conhecida por elasticidade de impacto contemporâneo, no valor de  $\varepsilon_{(a)} = 0,272116$ . Dessa forma, um aumento de 1% na oferta de crédito aumenta o consumo das famílias em 0,27% no curto prazo. Esse resultado é próximo ao valor da elasticidade obtido na estimação do modelo estático.

A análise da elasticidade de curto prazo, especificamente a elasticidade de impacto contemporâneo, revela *insights* valiosos sobre a dinâmica entre a oferta de crédito e o comportamento de consumo das famílias. Os resultados indicam que, no curto prazo, um incremento de 1% na oferta de crédito desencadeia um aumento substancial de 0,27% no consumo doméstico. Essa constatação sugere uma resposta significativa e positiva das famílias à disponibilidade imediata de crédito, destacando a influência aguda dessa variável no estímulo ao consumo econômico. A precisão dessa elasticidade depende, naturalmente, da robustez do modelo econômico subjacente, enfatizando a importância de considerações metodológicas sólidas na interpretação dessas relações.

Outra elasticidade que pode ser obtida a partir de modelos dinâmicos refere-se à elasticidade intermediária, também conhecida por elasticidade de impacto defasado, cujo valor é dado pela soma dos coeficientes estimados e estatisticamente significativos associados à concessão de crédito livre às pessoas físicas. Nota-se que o valor dessa elasticidade é de  $\varepsilon_{(b)} = 0,272116 - 0,066009 = 0,206107$ , de modo que um aumento de 1% na oferta de crédito aumenta o consumo das famílias em 0,21%. O resultado sugere que enquanto uma fração substancial da resposta é observada de imediato, uma parcela significativa do impacto da oferta de crédito sobre o consumo manifesta-se com uma defasagem temporal, evidenciando a

importância de considerar o tempo na avaliação das inter-relações econômicas.

Este entendimento refinado das dinâmicas temporais contribui para a compreensão mais abrangente dos efeitos de políticas econômicas relacionadas à oferta de crédito, informando estratégias e decisões de maneira mais eficaz. Além de ressaltar a necessidade de políticas que antecipem e considerem os efeitos defasados, a abordagem analítica empregada na interpretação da elasticidade multiplicadora intermediária ressalta a complexidade subjacente aos mecanismos de transmissão de políticas econômicas e destaca a importância de uma abordagem temporal mais refinada na modelagem e previsão de fenômenos econômicos.

Por fim, a elasticidade de longo prazo da concessão de crédito livre às pessoas físicas em relação ao consumo das famílias é dada por:

$$\varepsilon_{(c)} = \frac{0,272116 - 0,066009}{1 - 0,258222} = \frac{0,206107}{0,741778} \approx 0,27785537$$

Portanto, um aumento de 1% na concessão de créditos livres às pessoas físicas resulta em um aumento de 0,27% no consumo das famílias.

**Tabela 3:** Resultados da regressão – Modelo Dinâmico

Dependent Variable: LNCONSUMO_D11				
Method: Least Squares				
Date: 10/17/23 Time: 17:14				
Sample (adjusted): 2012Q2 2023Q2				
Included observations: 45 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMO_D11(-1)	0.258222	0.085999	3.002606	0.0054
LNCONCES_LIVREPF_D11	0.272116	0.031135	8.739975	0.0000
	-			
LNCONCES_LIVREPF_D11(-1)	0.066009	0.038909	-1.696494	0.1001
LNMASSA_D11	0.234384	0.054763	4.279966	0.0002
LNMASSA_D11(-2)	0.190755	0.054794	3.481302	0.0016
LNMASSA_D11(-4)	-0.116887	0.049784	-2.347858	0.0257
D2012_03	0.017267	0.006451	2.676648	0.0119

D2019_04	-0.017893	0.005022	-3.563015	0.0012
D2020_01	-0.013776	0.005228	-2.634940	0.0132
D2020_02	-0.056849	0.009306	-6.108679	0.0000
D2021_01	0.033375	0.006405	5.210479	0.0000
D2022_04	-0.023879	0.005853	-4.080087	0.0003
D2023_01	-0.034380	0.006054	-5.678581	0.0000
C	4.153983	0.597048	6.957533	0.0000
@TREND	0.000937	0.000142	6.592352	0.0000
R-squared	0.992823	Mean dependent var	14.22572	
Adjusted R-squared	0.989473	S.D. dependent var	0.047415	
S.E. of regression	0.004865	Akaike info criterion	-7.552416	
Sum squared resid	0.000710	Schwarz criterion	-6.950195	
Log likelihood	184.9294	Hannan-Quinn criter.	-7.327914	
F-statistic	296.4186	Durbin-Watson stat	1.735351	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaborada pelos autores.

A comparativa fundamental entre as abordagens de Borça Jr. e Guimarães (2015) e o presente trabalho no contexto da concessão de crédito livre ao consumo e seu impacto no comportamento do consumo das famílias.

A comparação entre as elasticidades estimadas por Borça Jr. e Guimarães (2015) e o presente estudo revela padrões distintos no impacto do crédito ao consumo no comportamento de consumo das famílias ao longo de diferentes horizontes temporais. No curto prazo, observa-se uma diferença significativa, com Borça Jr. e Guimarães registrando uma elasticidade de 0,408229, enquanto o estudo atual apresenta uma elasticidade ligeiramente inferior de 0,272116. Esse cenário sugere que, no curto prazo, o efeito do crédito ao consumo sobre o comportamento de consumo é menos acentuado nas estimativas do presente estudo. Na elasticidade intermediária, onde Borça Jr. e Guimarães não forneceram uma estimativa, o presente estudo apresenta uma elasticidade de 0,206107, indicando uma redução contínua no impacto do crédito ao longo do tempo. Já na elasticidade de longo prazo, o presente estudo estima um valor de

0,27785537, evidenciando um impacto ainda menor em comparação com as fases anteriores. Em todas as categorias, as elasticidades do presente estudo são consistentemente inferiores às estimativas anteriores, sugerindo que a abordagem metodológica mais rigorosa pode ter influenciado os resultados, destacando a importância de considerar tais nuances ao interpretar as dinâmicas complexas entre crédito ao consumo e comportamento de consumo das famílias.

Observem que, em linhas gerais, todas as elasticidades estimadas no presente estudo são quase a metade do valor da elasticidade estimada por Borça Jr. e Guimarães (2015). Em outras palavras, ao se implementar um procedimento econométrico mais rigoroso, envolvendo análise de estacionariedade com identificação de quebras estruturais, assim como a estimação de um modelo autorregressivo e de defasagens distribuídas, os resultados obtidos mostram que essa elasticidade é ainda menor do que a elasticidade estimada por Borça Jr. e Guimarães (2015). Ou seja, a concessão de crédito livre às pessoas físicas exerce pouco impacto no consumo das famílias.

Do ponto de vista econômico, a análise apresentada revela a significativa influência do crédito no comportamento de consumo das famílias. Os resultados dos modelos econométricos estático e dinâmico destacam que um aumento de 1 na oferta de crédito está associado a incrementos substanciais no consumo, tanto em termos de elasticidade de longo prazo quanto de impacto contemporâneo. Essa relação positiva e estatisticamente significativa sugere que, em economias com taxas de juros muito baixas, o crédito desempenha um papel crucial no estímulo ao consumo das famílias. A constatação de que o efeito do crédito persiste ao longo do tempo, conforme evidenciado pelo modelo dinâmico, aponta para a importância de considerar as dinâmicas temporais na compreensão das inter-relações entre oferta de crédito e comportamento econômico.

A dependência do crédito livre às pessoas físicas e seu impacto no consumo das famílias emergem como aspectos cruciais no cenário econômico delineado pelo estudo. Os resultados apontam para uma relação significativa, evidenciada por uma elasticidade de longo prazo que sugere um aumento de 1 na concessão de crédito livre às pessoas físicas resulta em um aumento de 0,272116 no consumo das famílias. Este achado ressalta a importância do crédito como um catalisador para o consumo doméstico, indicando que, em um contexto de taxas de juros historicamente baixas, as famílias encontram no crédito uma



fonte substancial de estímulo econômico. A dependência observada destaca a necessidade de uma compreensão cuidadosa das políticas relacionadas ao crédito, bem como a implementação de estratégias que considerem não apenas os efeitos imediatos, mas também os desdobramentos ao longo do tempo. Este estudo reforça a ideia de que a dinâmica entre oferta de crédito e consumo das famílias é intrincada e sujeita a nuances temporais, fornecendo uma base crucial para a formulação de políticas econômicas mais robustas e adaptáveis.

Embora o estudo econômico identifique uma elasticidade de consumo em resposta à oferta de crédito que seja menor do que um, o que pode ser interpretado como uma resposta moderada das famílias às variações na oferta de crédito, é essencial considerar o contexto da dependência do nível de renda. A análise aponta para a complexidade inerente às relações econômicas, e a elasticidade menor do que um não necessariamente é indicativo de uma resposta negativa. A dependência do nível de renda pode ser um fator crucial na interpretação desses resultados, pois famílias com diferentes níveis de renda podem reagir de maneiras distintas à oferta de crédito. Uma elasticidade menor do que um pode refletir uma sensibilidade diferenciada ao crédito entre grupos de renda, destacando a importância de considerações mais granulares e estratificadas ao analisar as implicações econômicas da oferta de crédito em diversos estratos sociais. Nesse sentido, entender a dinâmica da elasticidade em relação à renda pode proporcionar uma visão mais abrangente e contextualizada das respostas econômicas às mudanças na oferta de crédito.

Os resultados revelados pelo estudo econômico, particularmente no que diz respeito à elasticidade do consumo em resposta à oferta de crédito, indicam uma valiosa contribuição para o entendimento das dinâmicas econômicas. A identificação de uma elasticidade menor do que a estimada em estudos anteriores, como o realizado por Borça Jr. e Guimarães (2015), sugere uma abordagem metodológica mais robusta e refinada na presente pesquisa. Esta diferença nas elasticidades ressalta a importância da consideração de fatores específicos, como a inclusão de elementos autorregressivos e de defasagens distribuídas, proporcionando uma perspectiva mais abrangente e realista da relação entre a concessão de crédito livre ao consumo e o comportamento das famílias ao longo do tempo. A ampla abrangência do estudo, corroborada pela análise de curto, intermediário e longo prazo, enriquece nossa compreensão das

complexidades temporais subjacentes a essas interações econômicas e reforça a necessidade de modelos mais sofisticados para capturar a dinâmica intrincada entre oferta de crédito e consumo.



6

## 6

**CONSIDERAÇÕES FINAIS E  
IMPLICAÇÕES DE POLÍTICAS**

Esse estudo teve por objetivo geral obter a elasticidade da concessão de crédito livre às pessoas físicas em relação ao consumo das famílias por meio da estimação de modelos econométricos estáticos e dinâmicos. Em linhas gerais, essa elasticidade é, aproximadamente, de 0,272116, tanto no modelo estático quanto no modelo dinâmico, indicando que o consumo varia em uma proporção menor do que a mudança na concessão de crédito. Ou seja, como a elasticidade é menor do que 1 (um), o consumo das famílias é inelástico em relação à concessão de crédito livre.

Os resultados robustos e abrangentes apresentados neste estudo econômico delineiam uma clara e complexa relação entre a oferta de crédito e o comportamento de consumo das famílias. A elasticidade de longo prazo, devidamente estimada por meio de modelos econométricos estáticos e dinâmicos, revela que um aumento de 1 na concessão de crédito livre às pessoas físicas está associado a um incremento de 0,272116 no consumo doméstico. Esta constatação, estatisticamente 1 (um), ressalta a influência substancial do crédito como um catalisador para o estímulo econômico das famílias, especialmente em contextos de taxas de juros historicamente baixas. A importância da temporalidade na resposta das famílias à oferta de crédito é acentuada pelos achados do modelo dinâmico, onde se destaca não apenas o impacto imediato, mas também os efeitos defasados que moldam a dinâmica temporal dessas interações econômicas. Estes resultados reforçam a necessidade premente de formuladores de políticas econômicas e agentes do setor financeiro considerarem a temporalidade e a dinâmica intrincada dessas relações ao desenvolver estratégias e medidas que busquem otimizar o consumo e promover a estabilidade econômica. Deve-se enfatizar, portanto, que a divergência nas elasticidades obtidas neste estudo em comparação com o estudo do Borça Jr. e Guimarães (2015) reforça a importância de se considerar os efeitos das defasagens temporais dessas defasagens.

Importante destacar que a questão econométrica para se analisar a relação entre crédito e nível de atividade econômica advém

do fato de que a causalidade funcional possa vir em duas direções, criando o problema de simultaneidade. Por exemplo, uma mudança regulatória no mercado financeiro pode levar a um aumento do crédito que porventura gerará uma elevação do nível de atividade econômica, assim como um aumento da atividade percebido pelos bancos pode levá-los a aumentar o crédito devido à queda no risco de *default* por parte dos devedores. Ou seja, é difícil separar os efeitos da oferta e demanda por crédito. Esse é um problema clássico na literatura que analisa o canal do crédito de política monetária. Esse problema fica exacerbado quando dados agregados são utilizados. Quando o pesquisador tem dados desagregados dos bancos (dados de balanço) a heterogeneidade ajuda na identificação do choque. Portanto, em relação ao presente estudo, visando pesquisas futuras sugere-se focar nos coeficientes, um modelo vetorial autorregressivo (Modelo VAR), o qual poderia ser utilizado com diferentes técnicas de identificação, por exemplo, impondo restrições de defasagens que os bancos respondem ao aumento do nível de atividade econômica. A partir do modelo VAR, poderia ser feita uma análise através de funções de impulso-resposta visando obter novas estimativas da elasticidade total. Essa técnica permitiria acrescentar outras variáveis importantes a dinâmica do crédito como a taxa de juros.





# REFERÊNCIAS

# REFERÊNCIAS



## REFERÊNCIAS

ARAÚJO, Pedro Quaresma de; BORÇA JUNIOR, Gilberto Rodrigues; SANT'ANNA, André Albuquerque. Mercado de crédito no Brasil: evolução recente e o papel do BNDES (2004-2008). **Revista do BNDES**, v. 16, n. 31, p. 58-59, Rio de Janeiro, 2009.

BASTOS, L. R.; PAIXÃO, L.; FERNANDES, L. M.; DE LUIZ, N. Manual para a elaboração de projetos e relatórios de pesquisa, teses, dissertações e monografias: anexos ilustrativos e glossários técnicos. Quarta Edição, **Revista e Ampliada**. Rio de Janeiro: Editora LTC, 1995.

BIANCARELLI, André. M.; ROSSI, Pedro. L. A política macroeconômica em uma estratégia social-desenvolvimentista. **Revista Brasileira de Planejamento e Orçamento**, Brasília, n. 1, 2014.

BOLIGON, Juliana Andreia Rudell; TRISTÃO, Pâmela Amado; PONTEL, Josiane. O Comportamento Da Taxa Selic E As Operações De Investimento E Financiamento De Pessoa Física No Período Pós-Crise Econômica. **RGO - Revista Gestão Organizacional**, Chapecó, v. 13, n. 2, p. 123-141, maio/ago. 2020.

BORÇA JUNIOR, Gilberto Rodrigues; GUIMARÃES, Danilo. Impacto do ciclo expansionista de crédito à pessoa física no desempenho da economia brasileira 2004-2013. **Revista do BNDES**, n. 43, p. 157-159, Rio de Janeiro, 2015.

COELHO, Rodrigo Pereyra de Sousa; PAZ, Ewerton Davi Santos. Política econômica em tempos de pandemia: a ação do Governo Federal brasileiro. **Revista de Administração, Regionalidade e Contabilidade**. v. 1 n. 3. Maceió, 2022.

DICKEY, D. A. e FULLER, W.A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with unit root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 336, p. 427-431, 1979.

\_\_\_\_\_. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with unit root. **Econometrica**, v. 49, n° 4, 1981.

ELLIOT, G., ROTHENBERG, T. J. e STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica**, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

GUJARATI, Damodar; YAMAGAMI, Cristina; VIRGILITTO, Salvatore B. **Econometria**. Editora Saraiva, 2019. E-book. ISBN 9788553131952. Disponível em:

<https://integrada.minhabiblioteca.com.br/#/books/9788553131952/>.  
Acesso em: 02 dez. 2023.

IVO, Gabriel de Andrade; CRUZ, Diogo Batista de Freitas; CHINELATO, Flavia Braga; ZIVIANI, Fabrício. A Expansão Do Crédito No Brasil: Uma Ferramenta Para O Desenvolvimento Socioeconômico. **Gestão & Regionalidade**, vol. 32, núm. 95, maio-agosto, 2016, pp. 160-174, São Caetano do Sul, 2016.

LANNE, M; SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Comparison of unit root tests for time series with level shifts. **Journal of Time Series Analysis**, 23, pp. 667-685, 2002.

\_\_\_\_\_. Test procedures for unit roots in time series with level shifts at unknown time. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 65, p. 91-115, 2003.

MORA, Monica. **A Evolução do Crédito no Brasil entre 2003 e 2010**, IPEIA, Brasília, 2015.

MORAIS, L.; SAAD-FILHO, A. Da economia política à política econômica: o novo-desenvolvimentismo e o governo Lula. **Revista de Economia Política**, vol. 31, nº 4 (124), pp. 507-527, outubro-dezembro/2011.

NADER, Giordanno. A economia política da política monetária no primeiro Governo Dilma: uma análise sobre taxa de juros, convenção e rentismo no Brasil. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 27, n. 2 (63), p. 547-575, ago. 2018. jun. 2019.

NG, S. e PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, n. 6. p. 1361-1401, 1989.

\_\_\_\_\_. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of econometrics**, v. 80, n. 2, p. 355-385, 1997.

SAID, S. e DICKEY, D. A. Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. **Biometrika**, v. 71, p. 599-607, 1984. SAIKKONEN, P; LÜTKEPOHL, H. Testing for a unit root in a time series with a level shift at unknown time. *Econometric Theory*, v. 18, p. 313-348, 2002.

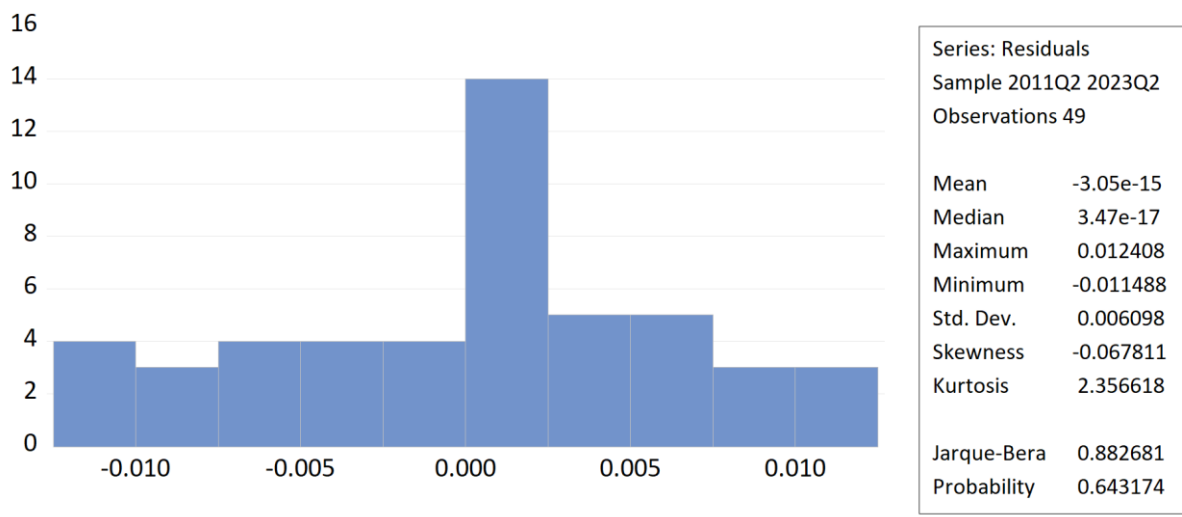
APÊNDICE

**APÊNDICE**

# APÊNDICE

## Apêndice A: Modelo Estático

### A.1 Teste de Normalidade



Fonte: Elaboração própria.

### A.2 Teste de Autocorrelação

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:			
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags			
F-statistic	2.169209	Prob. F(2,36)	0.1290
Obs*R-squared	5.269976	Prob. Chi-Square(2)	0.0717
<p>Test Equation:</p> <p>Dependent Variable: RESID</p> <p>Method: Least Squares</p> <p>Date: 10/28/23 Time: 15:31</p> <p>Sample: 2011Q2 2023Q2</p> <p>Included observations: 49</p> <p>Presample missing value lagged residuals set to zero.</p>			

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.211075	0.331983	0.635798	0.5289
LNCONCES_LIVREPF_D11	-0.005041	0.012611	-0.399711	0.6917
LNMASSA_D11	-0.011980	0.022081	-0.542536	0.5908
D2012_03	0.001605	0.006962	0.230579	0.8189
D2019_04	0.004663	0.007175	0.649925	0.5199
D2020_01	0.001124	0.007217	0.155821	0.8770
D2020_02	-0.000542	0.007266	-0.074625	0.9409
D2021_01	-0.004810	0.007462	-0.644579	0.5233
D2022_04	0.006695	0.007941	0.843144	0.4047
D2023_01	0.002530	0.008191	0.308862	0.7592
@TREND	6.98E-06	0.000104	0.066807	0.9471
RESID(-1)	0.407052	0.199462	2.040746	0.0487
RESID(-2)	0.010095	0.196933	0.051262	0.9594
R-squared	0.107551	Mean dependent var	-2.23E-16	
Adjusted R-squared	-0.189933	S.D. dependent var	0.006098	
S.E. of regression	0.006652	Akaike info criterion	-6.965486	
Sum squared resid	0.001593	Schwarz criterion	-6.463574	
Log likelihood	183.6544	Hannan-Quinn criter.	-6.775061	
F-statistic	0.361535	Durbin-Watson stat	1.888224	
Prob(F-statistic)	0.968838			

Fonte: Elaboração própria.

### A.3 Teste de Heterocedasticidade

Heteroskedasticity Test: White			
Null hypothesis: Homoskedasticity			
F-statistic	0.624730	Prob. F(10,38)	0.7832
Obs*R-squared	6.918339	Prob. Chi-Square(10)	0.7331
Scaled explained SS	2.822309	Prob. Chi-Square(10)	0.9853

Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 10/28/23 Time: 15:32				
Sample: 2011Q2 2023Q2				
Included observations: 49				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.000415	0.001014	-0.409633	0.6844
LNCONCES_LIVREPF_D11				
^2	3.27E-06	4.12E-06	0.794129	0.4321
LNMASSA_D11^2	-1.24E-07	5.75E-06	-0.021487	0.9830
D2012_03^2	-3.87E-05	4.59E-05	-0.843829	0.4040
D2019_04^2	-4.70E-05	4.57E-05	-1.029806	0.3096
D2020_01^2	-4.68E-05	4.58E-05	-1.020651	0.3139
D2020_02^2	-2.82E-05	5.04E-05	-0.558788	0.5796
D2021_01^2	-4.18E-05	4.72E-05	-0.885822	0.3813
D2022_04^2	-5.28E-05	4.91E-05	-1.075297	0.2890
D2023_01^2	-5.64E-05	4.99E-05	-1.130568	0.2653
@TREND^2	-7.22E-09	1.82E-08	-0.397609	0.6931
R-squared	0.141191	Mean dependent var	3.64E-05	
Adjusted R-squared	-0.084812	S.D. dependent var	4.29E-05	
S.E. of regression	4.46E-05	Akaike info criterion	-17.00074	
Sum squared resid	7.58E-08	Schwarz criterion	-16.57604	
Log likelihood	427.5180	Hannan-Quinn criter.	-16.83961	
F-statistic	0.624730	Durbin-Watson stat	2.090221	
Prob(F-statistic)	0.783235			

Fonte: Elaboração própria.



#### A.4 Teste de Especificação quanto à Forma Funcional

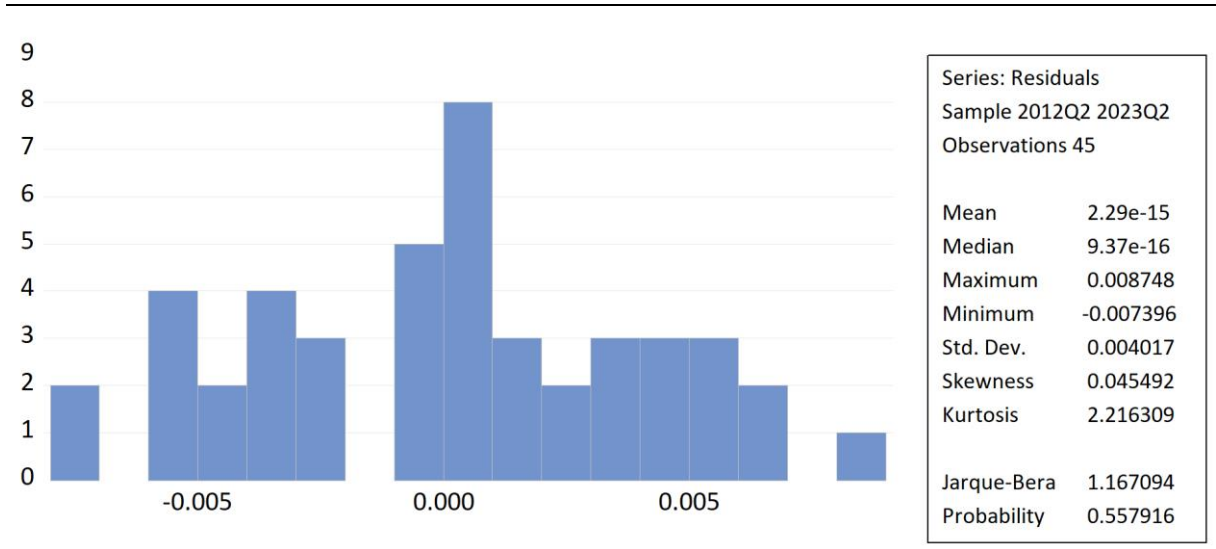
<p>Ramsey RESET Test</p> <p>Equation: EQ01</p> <p>Omitted Variables: Squares of fitted values</p> <p>Specification: LNCONSUMO_D11 C LNCONCES_LIVREPF_D11 LNMASSA_D11 D2012_03 D2019_04 D2020_01 D2020_02 D2021_01 D2022_04 D2023_01 @TREND</p>				
	Value	df	Probability	
t-statistic	4.867080	37	0.0000	
F-statistic	23.68847	(1, 37)	0.0000	
Likelihood ratio	24.24695	1	0.0000	
F-test summary:				
	Sum of Sq.	df	Mean Squares	
Test SSR	0.000697	1	0.000697	
Restricted SSR	0.001785	38	4.70E-05	
Unrestricted SSR	0.001088	37	2.94E-05	
LR test summary:				
	Value			
Restricted LogL	180.8667			
Unrestricted LogL	192.9901			
<p>Unrestricted Test Equation:</p> <p>Dependent Variable: LNCONSUMO_D11</p> <p>Method: Least Squares</p> <p>Date: 10/28/23 Time: 15:42</p> <p>Sample: 2011Q2 2023Q2</p> <p>Included observations: 49</p>				
Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.

C	-68.98387	15.12546	-4.560778	0.0001
LNCONCES_LIVREPF_				
D11	8.024176	1.595029	5.030739	0.0000
LNMASSA_D11	15.56247	3.092984	5.031540	0.0000
D2012_03	0.689111	0.137074	5.027306	0.0000
D2019_04	-0.638439	0.127031	-5.025860	0.0000
D2020_01	-0.649761	0.129275	-5.026189	0.0000
D2020_02	-1.729638	0.343772	-5.031358	0.0000
D2021_01	0.991657	0.197158	5.029761	0.0000
D2022_04	-1.017282	0.202238	-5.030112	0.0000
D2023_01	-1.204506	0.239435	-5.030622	0.0000
@TREND	0.046013	0.009145	5.031595	0.0000
FITTED^2	-1.042118	0.214116	-4.867081	0.0000
<hr/>				
R-squared	0.992813	Mean dependent var	14.21603	
Adjusted R-squared	0.990676	S.D. dependent var	0.056163	
S.E. of regression	0.005423	Akaike info criterion	-7.387353	
Sum squared resid	0.001088	Schwarz criterion	6.924050	
Log likelihood	192.9901	Hannan-Quinn criter.	-7.211576	
F-statistic	464.6262	Durbin-Watson stat	1.854577	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Fonte: Elaboração própria.

## Apêndice B: Modelo Dinâmico

### B.1 Teste de Normalidade



Fonte: Elaboração própria.

### B.2 Teste de Autocorrelação

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags				
F-statistic	0.678100	Prob. F(2,28)	0.5157	
Obs*R-squared	2.078913	Prob. Chi-Square(2)	0.3536	
<p>Test Equation:</p> <p>Dependent Variable: RESID</p> <p>Method: Least Squares</p> <p>Date: 10/28/23 Time: 15:37</p> <p>Sample: 2012Q2 2023Q2</p> <p>Included observations: 45</p> <p>Presample missing value lagged residuals set to zero.</p>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMO_D11(-1)	-0.003059	0.091662	-0.033377	0.9736
LNCONCES_LIVREPF_D11	0.015844	0.034998	0.452714	0.6542

LNCONCES_LIVREPF_D11(-1)	-0.011539	0.044328	-0.260321	0.7965
LNMASSA_D11	0.009899	0.057342	0.172632	0.8642
LNMASSA_D11(-2)	-0.019510	0.058083	-0.335903	0.7394
LNMASSA_D11(-4)	0.022717	0.054621	0.415905	0.6806
D2012_03	0.003176	0.007072	0.449094	0.6568
D2019_04	0.001624	0.005418	0.299771	0.7666
D2020_01	-0.001659	0.005556	-0.298683	0.7674
D2020_02	0.003911	0.010199	0.383487	0.7043
D2021_01	-0.002166	0.007092	-0.305404	0.7623
D2022_04	0.002099	0.006249	0.335882	0.7395
D2023_01	-0.000101	0.006311	-0.016044	0.9873
C	-0.172872	0.676270	-0.255625	0.8001
@TREND	-2.25E-05	0.000145	-0.154961	0.8780
RESID(-1)	0.176932	0.243121	0.727754	0.4728
RESID(-2)	-0.229659	0.239041	-0.960752	0.3449
R-squared	0.046198	Mean dependent var	2.29E-15	
Adjusted R-squared	-0.498832	S.D. dependent var	0.004017	
S.E. of regression	0.004918	Akaike info criterion	-7.510827	
Sum squared resid	0.000677	Schwarz criterion	-6.828310	
Log likelihood	185.9936	Hannan-Quinn criter.	-7.256391	
F-statistic	0.084762	Durbin-Watson stat	1.905178	
Prob(F-statistic)	0.999998			

Fonte: Elaboração própria.

### B.3 Teste de Heterocedasticidade

Heteroskedasticity Test: White				
Null hypothesis: Homoskedasticity				
F-statistic	0.646503	Prob. F(14,30)	0.8047	
Obs*R-squared	10.42986	Prob. Chi-Square(14)	0.7301	
Scaled explained SS	2.819095	Prob. Chi-Square(14)	0.9994	
<p>Test Equation:</p> <p>Dependent Variable: RESID^2</p> <p>Method: Least Squares</p> <p>Date: 10/28/23 Time: 15:39</p> <p>Sample: 2012Q2 2023Q2</p> <p>Included observations: 45</p>				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.24E-05	0.001071	-0.086255	0.9318
LNCONSUMO_D11(-1)^2	-9.75E-06	1.10E-05	-0.890011	0.3805
LNCONCES_LIVREPF_D11^2	4.14E-06	4.93E-06	0.838953	0.4081
LNCONCES_LIVREPF_D11(-1)^2	-3.56E-07	5.96E-06	-0.059660	0.9528
LNMASSA_D11^2	1.12E-05	8.35E-06	1.338069	0.1909
LNMASSA_D11(-2)^2	-8.09E-06	8.39E-06	-0.964235	0.3426
LNMASSA_D11(-4)^2	6.59E-06	7.54E-06	0.874172	0.3890
D2012_03^2	-1.28E-05	2.47E-05	-0.518608	0.6078
D2019_04^2	-1.88E-05	1.92E-05	-0.979775	0.3350
D2020_01^2	-2.26E-05	1.98E-05	-1.145583	0.2610
D2020_02^2	1.11E-05	3.56E-05	0.311490	0.7576
D2021_01^2	-1.33E-05	2.44E-05	-0.545264	0.5896
D2022_04^2	-1.95E-05	2.29E-05	-0.853885	0.3999
D2023_01^2	-2.11E-05	2.37E-05	-0.889831	0.3806
@TREND^2	-5.66E-10	1.15E-08	-0.049026	0.9612

R-squared	0.231775	Mean dependent var	1.58E-05
Adjusted R-squared	-0.126730	S.D. dependent var	1.76E-05
S.E. of regression	1.87E-05	Akaike info criterion	-18.67723
Sum squared resid	1.05E-08	Schwarz criterion	-18.07501
Log likelihood	435.2376	Hannan-Quinn criter.	-18.45273
F-statistic	0.646503	Durbin-Watson stat	2.643026
Prob(F-statistic)	0.804714		

Fonte: Elaboração própria.

#### B.4 Teste de Especificação quanto à Forma Funcional

<p>Ramsey RESET Test</p> <p>Equation: EQ03</p> <p>Omitted Variables: Squares of fitted values</p> <p>Specification: LNCONSUMO_D11 LNCONSUMO_D11(-1)  LNCONCES_LIVREPF_D11LNCONCES_LIVREPF_D11(-1)  LNMASSA_D11LNMASSA_D11(-2)LNMASSA_D11(-4)  D2012_03 D2019_04D2020_01D2020_02D2021_01  D2022_04D2023_01C@TREND</p>			
	Value	df	Probability
t-statistic	2.200241	29	0.0359
F-statistic	4.841061	(1, 29)	0.0359
Likelihood ratio	6.947058	1	0.0084
F-test summary:			
	Sum of Sq.	df	Mean Squares
Test SSR	0.000102	1	0.000102
Restricted SSR	0.000710	30	2.37E-05
Unrestricted SSR	0.000608	29	2.10E-05
LR test summary:			
	Value		
Restricted LogL	184.9294		



Unrestricted LogL	188.4029			
<p>Unrestricted Test Equation:          Dependent Variable: LNCONSUMO_D11          Method: Least Squares          Date: 10/28/23 Time: 15:40          Sample: 2012Q2 2023Q2          Included observations: 45</p>				
Variable	Coefficien t	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNCONSUMO_D11(-1)	6.833786	2.989665	2.285804	0.0298
LNCONCES_LIVREPF_D11	7.291543	3.190436	2.285438	0.0298
LNCONCES_LIVREPF_D11( -1)	-1.719673	0.752476	-2.285352	0.0298
LNMASSA_D11	6.363558	2.786163	2.283987	0.0299
LNMASSA_D11(-2)	5.142805	2.251279	2.284393	0.0299
LNMASSA_D11(-4)	-3.171258	1.388991	-2.283138	0.0299
D2012_03	0.462221	0.202321	2.284593	0.0298
D2019_04	-0.484710	0.212219	-2.284008	0.0299
D2020_01	-0.375434	0.164445	-2.283028	0.0299
D2020_02	-1.531580	0.670317	-2.284860	0.0298
D2021_01	0.899100	0.393515	2.284793	0.0298
D2022_04	-0.643220	0.281542	-2.284633	0.0298
D2023_01	-0.923417	0.404104	-2.285096	0.0298
C	-71.78512	34.51860	-2.079607	0.0465
@TREND	0.025443	0.011139	2.284176	0.0299
FITTED^2	-0.910217	0.413690	-2.200239	0.0359
R-squared	0.993849	Mean dependent var	14.22572	
Adjusted R-squared	0.990668	S.D. dependent var	0.047415	
S.E. of regression	0.004580	Akaike info criterion	-7.662351	
Sum squared resid	0.000608	Schwarz criterion	-7.019982	

Log likelihood	188.4029	Hannan-Quinn criter.	-7.422882
F-statistic	312.4021	Durbin-Watson stat	1.986714
Prob(F-statistic)	0.000000		

Fonte: Elaboração própria.

### Apêndice C: Quadro Comparativo dos Estudos

Neste apêndice, destaca-se um quadro comparativo entre as elasticidades obtidas no presente estudo em relação ao estudo de Borça Jr. e Guimarães (2015). Ao se implementar um procedimento econométrico mais robusto, nota-se que o valor da elasticidade da concessão de crédito em relação ao consumo das famílias é bem menor do que em relação ao valor obtido por Borça Jr. e Guimarães (2015).

**Tabela C.1:** Comparação entre os estudos de Boça Jr. e Guimarães (2015) e presente estudo.

	Elasticidade de Curto Prazo	Elasticidade Intermediária	Elasticidade de Longo Prazo
<b>Borça Jr. Guimarães (2015)</b>	0,408229		
<b>Este estudo</b>	0,272116	0,206107	0,27785537

Fonte: Elaborada pelos autores.



idn

Bo  
pro  
cit  
ref  
Nos  
são

**idp**

A ESCOLHA QUE  
**TRANSFORMA**  
O SEU CONHECIMENTO