

## Mercado de Crédito Como Determinante do Crescimento Econômico: evidências para os municípios brasileiros (2002-2018)

André de Souza do Nascimento<sup>1</sup>  | Maurício Vaz Lobo Bittencourt<sup>2</sup> 

<sup>1</sup> Doutorando em Economia pelo Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Universidade Federal de Minas Gerais (CEDEPLAR/UFMG). Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). E-mail: andresounas@cedeplar.ufmg.br

<sup>2</sup> Professor do Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da Universidade Federal do Paraná (PPGDE/UFPR) e Professor Visitante na Newcastle University Business School (NUBS/Newcastle University - UK). E-mail: mbittencourt@ufpr.br

### RESUMO

Levando em consideração as desigualdades econômicas e sociais no Brasil, o objetivo deste trabalho é analisar a importância do mercado de crédito para o crescimento econômico dos municípios brasileiros. Utilizando um modelo de crescimento econômico de Solow-Swan aumentado e a estimação de dados em painel, investiga-se como o nível das operações de crédito bancário afeta o crescimento econômico *per capita* nas cidades brasileiras. Os resultados revelam uma correlação positiva entre a disponibilidade de crédito e a renda *per capita* dos municípios brasileiros entre 2002 e 2018. Cidades com maior nível de desenvolvimento do mercado de crédito apresentaram maior nível de crescimento econômico *per capita*, corroborando a hipótese de que o mercado financeiro é um importante determinante do crescimento econômico.

### PALAVRAS-CHAVE

Mercado de Crédito, Desigualdade, Crescimento Econômico

### Credit Market as a Determinant of Economic Growth: evidence for Brazilian municipalities (2002-2018)

### ABSTRACT

Taking into account the economic and social inequalities in Brazil, the objective of this work is to analyze the importance of the credit market for the economic growth of Brazilian municipalities. Using an augmented Solow-Swan economic growth model and panel data estimation, we investigate how the level of bank credit operations affects *per capita* economic growth in Brazilian cities. The results reveal a positive correlation between credit availability and *per capita* income of Brazilian municipalities between 2002 and 2018. Cities with a higher level of credit market development showed higher levels of *per capita* economic growth, corroborating the hypothesis that the financial market is an important determinant of economic growth.

### KEYWORDS

Credit Market, Inequality, Economic Growth

### CLASSIFICAÇÃO JEL

C33, E51, G10, O12, O16

## 1. Introdução

O desenvolvimento dos sistemas financeiros possui papel relevante para a promoção do desenvolvimento econômico dos países. Joseph Schumpeter, nos primórdios do século XX, já defendia a importância dos mercados financeiros para o processo de inovação, geração de poupança e alocação eficiente de recursos, de modo a impulsionar a produtividade e a acumulação de capital e, conseqüentemente, o crescimento econômico. Tais resultados podem ser observados nos estudos de Durusu-Ciftci et al. (2017); Garcia-Escribano e Han (2015); Cooray (2010); Dritsaki e Dritsaki-Bargiota (2005); Levine e Zervos (1998) e Greenwood e Jovanovic (1990).

Basicamente, o sistema financeiro pode ser dividido em duas partes: o mercado de crédito, no qual, segundo Levine (2004), poupadores e tomadores de recursos integram – geralmente por meio de um intermediário financeiro – na busca por otimizar a alocação de recursos; e o mercado de capitais, que está bastante ligado ao financiamento mais barato para as empresas listadas nas bolsas de valores e governos, além de oportunidades de investimento em maior escala para os poupadores de recursos. Especificamente para o mercado de crédito, conforme Farhi e Prates (2018), sua relevância foi bastante enfatizada por John Maynard Keynes nos anos trinta do século XX, logo após a Grande Depressão.

O mercado de crédito é particularmente mais relevante para os países em desenvolvimento, uma vez que esses possuem uma estrutura financeira com dependência do sistema bancário e, geralmente, um mercado de capitais pouco desenvolvido. Utilizando um indicador de estrutura financeira para 40 países, Durusu-Ciftci et al. (2017) encontram que, por um lado, a maioria dos países em desenvolvimento – incluindo o Brasil – são financeiramente subdesenvolvidos e altamente baseados no mercado bancário, enquanto a maior parte dos países desenvolvidos são financeiramente desenvolvidos e fortemente baseados no mercado de capitais.

Apesar da vasta literatura que aponta contribuições positivas dos mercados financeiros para o crescimento econômico, há também estudos defendendo que tal mercado é irrelevante, ou até mesmo possui efeitos negativos sobre o aumento do produto, conforme ressaltado por Levine (2004). Segundo o autor, os trabalhos de Lucas Jr (1988); Meier e Seers (1984) e Robinson (1952) apontam para uma superestimação do mercado financeiro como promotor de crescimento econômico, além de um possível efeito de causalidade reversa entre as variáveis. Ainda, Narayan e Narayan (2013) encontram efeitos negativos do crédito bancário para o crescimento econômico de curto prazo para um conjunto de países em desenvolvimento, que podem ser explicados pela queda da poupança abaixo do nível socialmente ótimo.

Ainda, sobre as desigualdades no caso brasileiro, segundo a *United Nations (2020)*, o Brasil possui um Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) considerado elevado – apesar de estar na 84ª posição da lista – com valor de 0,765. Porém, o Brasil apresenta considerável desigualdade quanto à renda (Bandeira Morais et al., 2021); saúde

(Landmann-Szwarcwald e Macinko, 2016); e educação (Menezes Filho e Kirschbaum, 2019) – justamente os indicadores que constituem o IDH. Em relação à renda *per capita*, especificamente, segundo informações do Atlas Brasil (2023), no ano de 2021, o Brasil apresentou Índice de Gini – medido em relação à renda *per capita* – geral de 0,544, enquanto a média entre os estados foi de 0,523. Já para os municípios, o último dado é de 2010, com valor médio de 0,494.

Em consonância, o mercado de crédito brasileiro também é bastante desigual na esfera municipal, de modo que, segundo informações do Banco Central do Brasil (2023), aproximadamente 36% dos municípios brasileiros com presença bancária possuem apenas uma instituição bancária, e, daquelas cidades<sup>1</sup> que possuem pelo menos um banco, cerca de 92% têm apenas bancos públicos. De acordo com Joaquim et al. (2019), tal cenário acaba levando à falta de concorrência, o que gera diminuição dos empréstimos e aumento dos *spreads* bancários.

Diante do exposto, o presente trabalho tem o objetivo de verificar a importância do mercado de crédito para o nível de crescimento econômico voltado aos municípios brasileiros. Para alcançar tal objetivo, utiliza-se um modelo de Solow-Swan aumentado, aplicado às cidades brasileiras, buscando testar a correlação entre o nível de operações do mercado de crédito em relação ao produto interno bruto e o nível de crescimento econômico para cada município.

A literatura atual é abundante em estudos, tanto ao nível microeconômico quanto na esfera macroeconômica, sobre mercados financeiros e crescimento econômico, porém, estes são geralmente voltados para regiões singulares de países específicos. Poucos estudos, no entanto, foram realizados na tentativa de entender a relação entre o mercado de crédito e o crescimento econômico dos municípios brasileiros, dos quais cita-se Ehrl et al. (2020); Otake (2017); Jacques e Gonçalves (2016); Tomazzia et al. (2013); Firme e Freguglia (2013). É importante ressaltar que esses trabalhos apontam para uma relação positiva e estatisticamente significativa entre mercados financeiros e crescimento econômico para o caso brasileiro, conforme é mais bem discutido ao longo do texto.

Este trabalho se diferencia dos estudos citados no parágrafo anterior da seguinte forma: Ehrl et al. (2020) se concentram no papel dos empréstimos do BNDES para o crescimento econômico com período de análise mais curto; Otake (2017) e Tomazzia et al. (2013) são provavelmente os estudos mais semelhantes a este, porém, os autores utilizam uma abordagem totalmente empírica, enquanto aqui é apresentado um modelo teórico de crescimento econômico de Solow/Swan, além do período analisado por eles ser menos abrangente, com intuito de captar os impactos da crise do *Subprime* de 2008; Jacques e Gonçalves (2016), por sua vez, focam no papel das cooperativas de crédito para o crescimento econômico dos municípios; Firme e Freguglia (2013) avançam na abordagem teórica aplicando um modelo de crescimento econô-

<sup>1</sup>Embora haja uma distinção territorial entre cidades e municípios, neste trabalho, as duas palavras são utilizadas com o mesmo significado.

mico de Mankiw-Romer-Weil (MRW), o qual considera tanto o capital físico quanto o capital humano para a determinação do crescimento econômico, porém os autores utilizam a despesa de capital dos municípios como *proxy* para o capital físico, e não a disponibilidade de crédito como é feito neste trabalho.

Por meio da pesquisa realizada, pelo que se sabe, não há estudos que utilizem um modelo de Solow/Swan considerando o mercado de crédito como determinante do crescimento econômico para o caso brasileiro. Dessa forma, o presente artigo busca contribuir para a literatura existente ao aplicar tal abordagem, utilizando como base de estudo os municípios do Brasil.

O restante do trabalho é organizado da seguinte forma: a seção 2 traz a revisão de literatura sobre o tema abordado; a seção 3 apresenta os dados e a proposta metodológica; a seção 4 mostra as estimativas e discute os resultados; a seção 5 aborda as considerações finais.

## **2. Revisão de literatura**

Dentro da discussão sobre a importância dos mercados financeiros e, consequentemente, do mercado de crédito para o crescimento econômico, é importante dissociar as contribuições teóricas das contribuições empíricas. Dessa forma, a presente seção é subdividida em duas partes, de modo que a primeira parte apresenta um debate teórico e a segunda parte mostra achados empíricos que corroboram ou refutam algumas das hipóteses levantadas teoricamente.

### **2.1 A teoria sobre mercados de crédito e crescimento econômico**

De acordo com Ray (1998), o mercado de crédito deve atender três categorias de demanda: fornecer recursos para a implantação de novos projetos e expansão de atividades produtivas das empresas – em linha com o argumentado por Schumpeter; mas também deve viabilizar empréstimos para capital de giro, o qual as empresas adquirem para suavizar seu ciclo econômico; e ainda disponibilizar crédito para o consumo dos agentes, sendo que essa última modalidade de crédito está ligada, geralmente, às pessoas mais pobres que necessitam dos recursos por motivos excepcionais.

Embora Ray (1998) considere que o crédito para formação de capital – que atenderia a primeira demanda – seja de extrema importância para o crescimento econômico, o foco recai sobre o crédito rotativo para capital de giro e consumo, pois é nesses segmentos que as pessoas menos favorecidas são impactadas. O autor defende que, em geral, o mercado de crédito para formação de capital é mais formal e estável, enquanto os outros dois segmentos enfrentam mais variações sazonais – principalmente para o crédito rural. Sendo assim, o mercado formal de crédito muitas vezes falha em atender tais demandas, principalmente pela falta de garantias e informações incompletas dos agentes, de modo que pessoas e empresas precisam recorrer ao mercado informal de crédito, que possui maior custo.

Dessa forma, as restrições de crédito acabam diminuindo a produtividade e o bem-estar dos indivíduos, contribuindo de forma negativa para o crescimento econômico. De acordo com o *World Bank (2021)*, nos países em desenvolvimento, em que o crédito para consumo é mais relevante, a maioria dos recursos emprestados vêm do mercado informal de crédito, de modo que cerca de 1,7 bilhão de pessoas não possuem uma conta em alguma instituição financeira – o que impede o acesso ao mercado formal de crédito.

Levine (2004) também contribui para o tema ao destacar cinco características do mercado financeiro que contribuem para o crescimento econômico: i) produzir informações *ex ante* sobre possíveis investimentos e alocar capital; ii) monitorar investimentos e exercer governança corporativa após o financiamento; iii) facilitar a negociação, diversificação e gerenciamento de riscos; iv) mobilizar e reunir economias; v) facilitar a troca de bens e serviços. De forma bastante semelhante, Durusu-Ciftci et al. (2017) trazem que o sistema financeiro possui papel alocativo, de diversificação de carteira e aumento de liquidez, melhora na eficiência, estímulo ao empreendedorismo e à pesquisa e desenvolvimento, além de proporcionar melhorias no controle corporativo das organizações.

Observa-se, então, que uma maior disponibilidade de crédito está atrelada à facilitação de negócios e desenvolvimento de projetos econômicos, que, por sua vez, contribuem para o crescimento econômico de uma determinada região geográfica. Pode-se argumentar a existência de uma causalidade reversa entre as variáveis, ou seja, determinada região pode apresentar maior disponibilidade de crédito justamente por apresentar maior crescimento econômico. Entretanto, conforme destacado por Levine (2021), a literatura aponta para uma relação de causalidade unidirecional, em que o desenvolvimento do mercado de crédito promove maior crescimento econômico.

## 2.2 Evidências empíricas

Segundo Beck et al. (2000), o estudo clássico de Goldsmith (1969) foi o primeiro trabalho empírico a associar o nível de desenvolvimento do mercado financeiro com o crescimento econômico, embora o autor não tenha tratado a questão de causalidade, apenas a correlação entre as variáveis. Por outro lado, Atje e Jovanovic (1993) estendem um modelo de crescimento endógeno de Mankiw-Romer-Weil e conseguem evidências de que o mercado de ações é um importante contribuinte para o crescimento econômico dos países. De forma similar, Cooray (2010) utiliza o modelo MRW para mostrar que o mercado de capitais é um dos determinantes do nível estacionário do crescimento do PIB *per capita*.

King e Levine (1993), por meio da ótica de Schumpeter, assim como Berthelemy e Varoudakis (1996), com base em um modelo de crescimento econômico endógeno, trazem que o desenvolvimento do mercado bancário é um importante determinante do crescimento econômico para os países estudados. Por sua vez, Durusu-Ciftci et al.

(2017) utilizam o modelo de crescimento econômico de Solow-Swan e chegam à conclusão de que tanto o mercado de crédito como o mercado de capitais são determinantes do PIB *per capita* no estado estacionário, seja para países desenvolvidos ou para países em desenvolvimento.

Ainda, sobre o crédito para consumo, Gross et al. (2020) avaliam um programa voltado à segurança alimentar, implantado em uma região pobre de Burkina Faso, e encontram que a disponibilidade de crédito às aldeias ajuda a suavizar o consumo dos indivíduos, o que, por sua vez, leva a uma melhora na nutrição da população atendida pelo programa. Mesmo que não seja o foco principal, o estudo mostra a grande importância do microcrédito para as pessoas excluídas do mercado formal de crédito. Entre outros estudos que encontram uma relação positiva do microcrédito para o aumento da renda e a diminuição da pobreza estão Félix e Belo (2019); Thanh et al. (2019); Terano et al. (2015) e Khandker e Samad (2014).

Em relação aos estudos voltados para o Brasil, Firme e Freguglia (2013) realizam estimações com dados *cross-section* e dados em painel e chegam a conclusão de que tanto o capital físico quanto o capital humano – embora o efeito desse último seja maior – são positivamente correlacionados com o crescimento *per capita* dos municípios brasileiros, analisando o período de 1980 a 2010; Tomazzia et al. (2013) utilizam métodos de Mínimos Quadrados Generalizados, Método dos Momentos Generalizados e Vetores Auto Regressivos em Painel e chegam a conclusão de que o mercado de crédito tem uma relação causal positiva com a renda *per capita* dos municípios e das mesorregiões brasileiras no período de 1999 a 2008; Jacques e Gonçalves (2016) utilizam o método de Diferenças em Diferenças e afirmam haver um efeito causal positivo entre as cooperativas de crédito para o crescimento do PIB *per capita* dos municípios brasileiros.

Missio et al. (2015) utilizam a técnica de regressão quantílica e encontram uma relação positiva entre o PIB dos estados brasileiros e o desenvolvimento do mercado financeiro nesses estados no período de 1995 a 2004; Silva e de Santana (2018) utilizam estimações de dados em painel e também encontram uma relação positiva entre poupança e financiamento e o crescimento econômico dos estados brasileiros, analisando o período de 1991 a 2010.

Otake (2017) utiliza dados em painel e mostra que o volume de crédito disponível tem relação positiva com o crescimento do PIB *per capita* dos municípios brasileiros – com destaque para o crédito oriundo de bancos públicos – no período de 2005 a 2013; Ehrl et al. (2020) utilizam o método de momentos generalizados sistêmico e encontram uma relação positiva entre o PIB *per capita* das cidades brasileiras e o crédito de bancos públicos e privados e do BNDES, no período de 2007 a 2016.

A presente seção mostrou estudos que corroboram a importância do desenvolvimento do mercado financeiro – e com isso do mercado de crédito – para o crescimento econômico, trazendo tanto trabalhos que são focados no crescimento do produto in-

terno bruto *per capita* ao nível de país quanto estudos envolvendo estados e municípios para o caso brasileiro. Assim, o presente trabalho pretende seguir o último grupo, analisando especificamente a relação entre o mercado de crédito e o crescimento econômico no nível municipal.

### 3. Modelo, metodologia e dados

De acordo com a disponibilidade de dados, para cumprir os objetivos do trabalho, considera-se a abordagem de Durusu-Ciftci et al. (2017), que utiliza um modelo de crescimento de Solow-Swan, no qual o investimento é financiado com dívida no mercado de crédito. Dessa forma, há alguns pressupostos a serem adotados:

**i)** A taxa de poupança ( $S$ ) é igual ao investimento ( $I$ ), que por sua vez é uma proporção do valor produzido ( $sY$ ). Essa taxa de poupança é determinada de maneira exógena e é financiada no mercado de crédito, representada pelo valor das operações de crédito em relação à produção do município. Assim, tem-se que:

$$S_{i,t} \equiv I_{i,t} \equiv sY_{i,t} \equiv DISP\_CRED_{i,t} \quad (1)$$

Em que  $S_{i,t}$  é a poupança do município  $i$  no período  $t$ ;  $I_{i,t}$  é o investimento do município  $i$  no período  $t$ ;  $sY_{i,t}$  é a proporção do produto do município  $i$  no período  $t$  que é poupada; e  $DISP\_CRED_{i,t}$  representa a disponibilidade de crédito do município  $i$  no período  $t$ ;

**ii)** A taxa de depreciação do capital ( $\delta$ ) e a taxa de crescimento do progresso tecnológico ( $g$ ) são exógenas. Seguindo o indicado por Mankiw et al. (1992), tais variáveis assumem valor de 0,025 cada;

**iii)** Considera-se uma função de produção Cobb-Douglas, do tipo Harrod-Neutra, com retornos constantes de escala e retorno marginal decrescente para o capital. Tem-se que a equação de crescimento da economia é dada por:

$$Y_{i,t} = K_{i,t}^\alpha \cdot (A_{i,t}L_{i,t})^{1-\alpha} \quad (2)$$

Em que  $Y_{i,t}$  é a produção do município  $i$  no período  $t$ ;  $K_{i,t}$  é o nível de capital no município  $i$  no período  $t$ ;  $A_{i,t}$  é o progresso tecnológico no município  $i$  no período  $t$ ;  $L_{i,t}$  é o número de trabalhadores no município  $i$  no período  $t$ . Dividindo ambos os lados pela unidade de trabalho efetivo ( $A_{i,t}L_{i,t}$ ), tem-se que:

$$\frac{Y_{i,t}}{A_{i,t}L_{i,t}} = \frac{K_{i,t}^\alpha}{A_{i,t}L_{i,t}} \cdot \frac{(A_{i,t}L_{i,t})^{1-\alpha}}{A_{i,t}L_{i,t}} \rightarrow \frac{Y_{i,t}}{A_{i,t}L_{i,t}} = \left( \frac{K_{i,t}}{A_{i,t}L_{i,t}} \right)^\alpha \quad (3)$$

Em que  $\frac{Y_{i,t}}{A_{i,t}L_{i,t}}$  é o produto por trabalho efetivo e  $\frac{K_{i,t}}{A_{i,t}L_{i,t}}$  é o capital por trabalho efetivo. Assim, tem-se que o nível de produção por trabalho efetivo é uma função do capital por trabalho efetivo, de modo que:

$$y_{i,t} = f(k_{i,t}) \quad (4)$$

Em que  $y_{i,t} = \frac{Y_{i,t}}{A_{i,t}L_{i,t}}$  e  $k_{i,t} = \frac{K_{i,t}}{A_{i,t}L_{i,t}}$ .

Visto que o produto por trabalhador efetivo é uma função do capital por trabalhador efetivo, é necessário determinar a dinâmica de acumulação do capital ao longo do tempo, de modo que derivando o lado direito da equação 3 em relação ao tempo, tem-se que:

$$\dot{k}_i = s \cdot f(k_i) - (n_{i,t} + g + \delta) k_i \quad (5)$$

Quando a economia está em estado estacionário, ou seja, se encontra no equilíbrio de longo prazo, tem-se que:

$$s \cdot f(k_i) = (n_{i,t} + g + \delta) k_i \quad (6)$$

Rearranjando a equação 6 e aplicando o logaritmo natural tem-se que:

$$\ln(y_{i,t}) = \ln(A_0) + g(t) + \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \ln(s) - \left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) \ln(n_{i,t} + g + \delta) \quad (7)$$

Econometricamente, de acordo com a descrição das variáveis feita anteriormente, a equação 7 pode ser estimada como:

$$\ln[PIB\_PER\_CAPITA_{i,t}] = \beta_0 + \beta_1 \ln[DISP\_CRED_{i,t}] - \beta_2 \ln[N_{i,t} + g + \delta] + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

Em que,  $PIB\_PER\_CAPITA_{i,t}$  é o Produto Interno Bruto *per capita* no estado estacionário do município  $i$  no período  $t$ ;  $DISP\_CRED_{i,t}$  é o valor das operações de crédito do município  $i$  no período  $t$ , dividido pela produção do município  $i$  no período  $t$ ;  $N_{i,t}$  é a taxa de crescimento da população do município  $i$  no período  $t$ ;  $g$  é a taxa de crescimento da tecnologia;  $\delta$  é a taxa de depreciação do capital;  $\varepsilon$  representa os resíduos da regressão.

Conforme destacado por Levine (2004), no que ele chama de ambiguidades entre o mercado financeiro e o crescimento econômico, em um modelo de crescimento com externalidades de capital físico, se a queda na poupança for suficientemente grande, o mercado bancário pode afetar negativamente o crescimento econômico e o bem-estar da economia [argumento semelhante ao utilizado por Narayan e Narayan (2013)]. Porém, o autor mostra que a maioria dos estudos sobre o tema aponta que o desenvolvimento do mercado financeiro promove maior crescimento econômico, existindo uma relação de causalidade unidirecional do primeiro para o segundo.

Dessa forma, espera-se encontrar uma relação positiva entre a disponibilidade de crédito e o nível de crescimento econômico *per capita* dos municípios brasileiros, ou seja, municípios com maior volume de operações no mercado de crédito devem apresentar maiores índices de crescimento econômico. Tal resultado estaria de acordo com a visão Schumpeteriana da importância do mercado de crédito para uma nação, e em linha com a ideia de que o mercado financeiro – que engloba o mercado de crédito – é um importante promotor para o desenvolvimento econômico, conforme



**Quadro 1.** Composição das variáveis utilizadas no estudo

Variável	Descrição	Fonte	Unidade de Medida
PIB	Produto Interno Bruto dos Municípios	SIDRA/IBGE	Reais (R\$)
MUNICIPIO	Cidade Pertencente ao Brasil	SIDRA/IBGE	Número
POPULACAO	Estimativa da População	SIDRA/IBGE	Número
N	Taxa de Crescimento da População	SIDRA/IBGE	Varição Percentual
OP_CREDITO	Operações de Crédito Realizadas	ESTBAN/BACEN	Reais (R\$)
PIB_PER_CAPITA	PIB / POPULACAO	SIDRA/IBGE	Reais (R\$)
DISP_CRED	OP_CREDITO / PIB	ESTBAN/SIDRA	Proporção (Prop)

Fonte: Elaboração própria (2021).

mostram os estudos de Atje e Jovanovic (1993); King e Levine (1993); Berthelemy e Varoudakis (1996); Cooray (2010) e Durusu-Ciftci et al. (2017). Adicionalmente, espera-se haver uma relação de causalidade unilateral do mercado de crédito para o crescimento econômico.

Para a construção do banco de dados são utilizadas informações anuais do Produto Interno Bruto (PIB) a preços correntes para os municípios brasileiros retiradas do Sistema IBGE de Recuperação Automática (SIDRA). Do SIDRA também são coletados os dados sobre a população<sup>2</sup> dos municípios. O período de análise do estudo é de 2002 a 2018, e a escolha de tal período se dá, principalmente, por se tratar do período disponível para as informações sobre o PIB dos municípios.

Para as informações sobre as operações de crédito, os dados são coletados da Estatística Bancária Mensal por município (ESTBAN), que é um subsistema estatístico do Sistema COSIF do Banco Central do Brasil (Bacen). Após a coleta, os dados são agregados por ano, no período de 2002 a 2018. O quadro 1 sintetiza as variáveis utilizadas no estudo, como elas são construídas e qual a fonte dos dados.

Para estimar o impacto das operações de crédito sobre o crescimento da produção, utiliza-se a proporção das operações de crédito em relação ao PIB do município (DISP\_CRED), e essa é a principal variável explicativa do modelo. Os dados resultam em um painel desbalanceado, com 54.212 observações, abrangendo entre 3.103 a 3.633 municípios de todos os estados e regiões do Brasil, para os quais há disponibilidade de dados.

### 3.1 Estatísticas descritivas

No ano de 2018, segundo informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2023), o Brasil possuía 5.568 municípios, além de um distrito federal (Brasília) e um distrito estadual (Fernando de Noronha), totalizando assim 5.570 unidades municipais. Entre essas cidades, há uma grande heterogeneidade, conforme pode ser observado na Tabela 1, a qual traz um resumo descritivo de algumas variáveis socio-

<sup>2</sup>Para os anos de 2007 e 2010, não há disponibilidade da estimativa da população dos municípios. Dessa forma, para os anos citados, o valor da população foi estimado por interpolação simples.

econômicas utilizadas neste estudo.

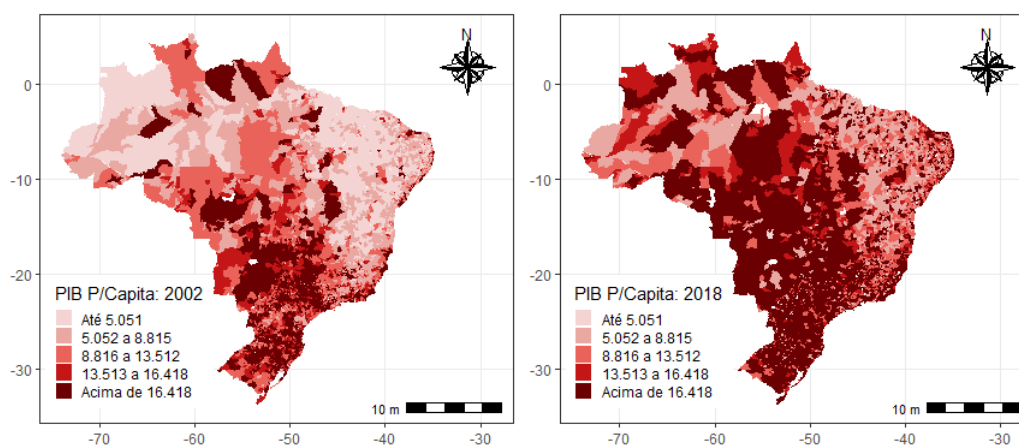
**Tabela 1.** Estatísticas descritivas das variáveis de estudo

Variável	Mínimo	1º Quartil	Mediana	Média	3º Quartil	Máximo
PIB (R\$)	5.614.000	62.540.000	137.600.000	1.040.000.000	370.900.000	781.400.000.000
PIB_PER_CAPITA (R\$)	403,20	7.987,40	13.839,50	19.360,10	23.548,80	1.100.355,40
POPULACAO (Número)	786	5.268	11.107	34.683	23.681	12.176.866
N ( $\Delta\%$ )	-0,473	-0,003	0,006	0,008	0,017	1,758
OP_CREDITO (R\$)	0,87	8.831.000	35.830.000	613.500.000	121.200.000	1.280.000.000.000
DISP_CRED (Prop)	0,00	0,05	0,12	0,16	0,23	4,92

Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021a,b); Banco Central do Brasil (2021).

Em termos reais, o menor valor registrado para o PIB anual de um município ocorreu em 2002, para a cidade de Guamaré-RN, com valor de R\$ 5.614.000,00. Por outro lado, a cidade de São Paulo-SP registrou o maior valor para o PIB anual de um único ano, com valor de 781 bilhões de reais em 2014.

**Figura 1.** PIB *per capita* anual dos municípios brasileiros em reais – 2002/2018



Nota: Valores deflacionados pelo IPCA, com base no ano de 2018.

Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021b).

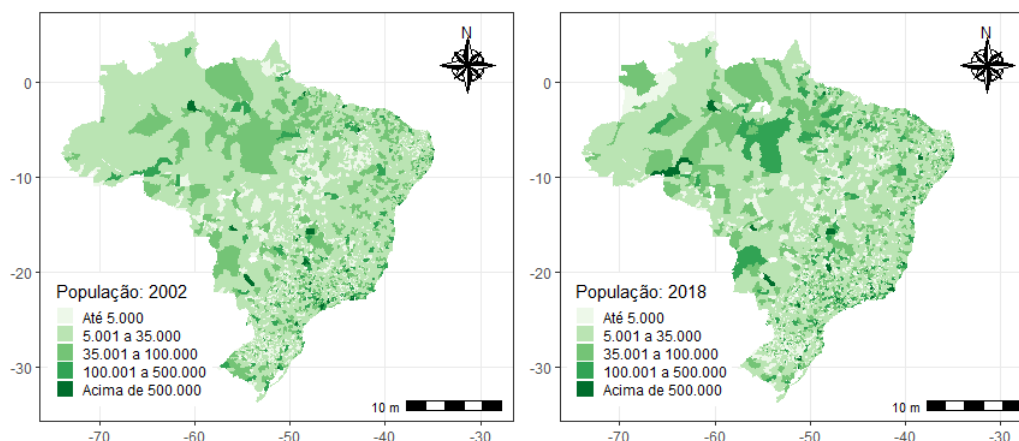
Analisando o PIB *per capita* - que é a variável de interesse do estudo -, a cidade de Guamaré-RN também registrou o menor valor, com rendimento anual de R\$ 403,20 por habitante no ano de 2013. Já a cidade de Presidente Kennedy-ES<sup>3</sup> registrou a maior renda *per capita* no período estudado, com rendimento de R\$ 1.100.355,40 por habitante, no ano de 2012.

Em relação à população, o município de Serra da Saudade-MG registrou o menor número de habitantes, com 786 residentes em 2018. No oposto, a maior população foi registrada por São Paulo-SP, também no ano de 2018, com 12.176.866 habitantes. Quanto às operações de crédito, de acordo com as informações disponíveis no período de estudo, o menor valor foi registrado na cidade de Muaná-PA, com valor médio

<sup>3</sup>É importante destacar que o município citado possui uma dinâmica econômica que destoa dos demais municípios brasileiros, sendo que o resultado é puxado pela atividade de exploração de petróleo.

anual de R\$ 0,87 no ano de 2011. Porém, é provável que haja falta de dados para o município neste período, dado o baixo valor registrado. Novamente, São Paulo-SP registrou o maior valor das operações de crédito para um ano, com montante de 1,28 trilhão de reais no ano de 2015.

**Figura 2.** Número de habitantes dos municípios brasileiros – Comparação 2002/2018



Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021a).

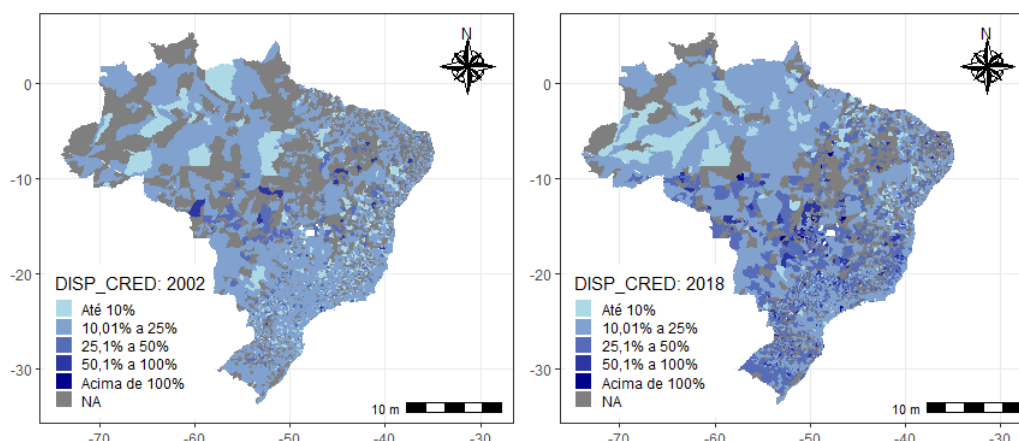
Conforme mostrado na Tabela 1, a renda *per capita* média dos municípios brasileiros, entre 2002 e 2018, foi de R\$ 19.360,10. Porém, conforme pode ser observado na figura 1, há uma certa desigualdade de renda entre as regiões do Brasil, embora tal desigualdade pareça ter diminuído ao longo do período de estudo.

Nota-se que houve uma mudança significativa no nível de renda *per capita* das cidades brasileiras para o ano de 2018, em comparação com 2002. Porém, em ambos os anos, as regiões Nordeste e Norte apresentam os menores valores. De forma semelhante, as regiões com menor valor do PIB *per capita* estão entre as que apresentam a menor densidade populacional, conforme pode ser observado na figura 2.

Diferentemente do ocorrido com o PIB *per capita*, o número de habitantes dos municípios brasileiros apresentou mudanças mais modestas entre os anos analisados. Nota-se que, para a região Centro-Oeste, por exemplo, quase não houve alterações nos mapas de 2002 e 2018. Também, nota-se que, apesar de possuir uma grande extensão territorial, o Brasil possui grande concentração da população nas capitais e, principalmente, nas regiões mais próximas da costa.

A figura 3 mostra que a maioria dos municípios brasileiros possui disponibilidade de crédito entre 10% e 25% do PIB, mas também é possível observar que os municípios das regiões Norte e Nordeste apresentam os menores valores. No geral, houve um aumento na disponibilidade de crédito para os municípios brasileiros entre os anos de 2002 e 2018, mas o cenário teve pouca mudança para as duas regiões citadas. Além disso, há de se destacar a falta de presença bancária, principalmente para o ano de 2002.

**Figura 3.** Disponibilidade de crédito nos municípios brasileiros – Comparação 2002/2018



Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Banco Central do Brasil (2021).

Diante do exposto, observa-se que há grande heterogeneidade entre as variáveis analisadas no estudo, principalmente em relação à disponibilidade de crédito e a renda *per capita* dos municípios. Sobre as operações de crédito, conforme apontado por Joaquim et al. (2019), é esperado que haja diferenças significativas no nível de desenvolvimento do mercado de crédito para as cidades brasileiras, principalmente para aquelas do Norte e Nordeste. Já em relação ao PIB *per capita*, a desigualdade encontrada nos dados está de acordo com o estudo de Bandeira Morais et al. (2021), que mostra haver uma grande desigualdade de renda entre os estados brasileiros.

#### 4. Estimativas, apresentação e discussão dos resultados

De acordo com o modelo apresentado na equação 8, na seção anterior, emprega-se o uso de estimação econométrica de dados em painel, com o intuito de verificar a importância da disponibilidade de crédito para o crescimento econômico *per capita* dos municípios brasileiros, no período de 2002 a 2018. Conforme Cameron e Trivedi (2005), a estimação por dados em painel permite a obtenção de estimativas consistentes na presença de variáveis específicas não observáveis, que podem ser correlacionadas com os regressores. Dessa forma, neste estudo, a utilização de estimções por dados em painel tem por finalidade eliminar possíveis problemas de variáveis omitidas – específicas das cidades – que o modelo não considera.

Devido à heterogeneidade dos dados, são adicionadas algumas variáveis ao modelo, a fim de capturar algumas diferenças regionais. Dessa forma, o modelo estimado é definido como:

$$\ln [\text{PIB\_PER\_CAPITA}_{i,t}] = \beta_0 + \beta_1 \ln [\text{DISP\_CRED}_{i,t}] + \beta_2 \ln [\text{Ngs}_{i,t}] + \varphi_{\text{CAPITAL}} + \omega_{\text{SUDESTE}} + \vartheta_{\text{CENTRO-OESTE}} + \mu_{\text{NORDESTE}} + \pi_{\text{NORTE}} + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Em que,  $PIB\_PER\_CAPITA_{i,t}$  é o Produto Interno Bruto *per capita* no estado estacionário do município  $i$  no período  $t$ ;  $DISP\_CRED_{i,t}$  é o valor das operações de crédito do município  $i$  no período  $t$ , dividido pela produção do município  $i$  no período  $t$ ;  $Ngs_{i,t}$  é a soma da taxa de crescimento da população do município  $i$  no período  $t$  mais a taxa de crescimento da tecnologia mais a taxa de depreciação do capital;  $\varphi_{CAPITAL}$  é uma *dummy* que assume valor 1 caso o município seja capital e 0 caso contrário;  $\omega_{SUDESTE}$  é uma *dummy* que assume valor 1 caso o município pertença à região Sudeste e 0 caso contrário;  $\vartheta_{CENTRO-OESTE}$  é uma *dummy* que assume valor 1 caso o município pertença à região Centro-Oeste e 0 caso contrário;  $\mu_{NORDESTE}$  é uma *dummy* que assume valor 1 caso o município pertença à região Nordeste e 0 caso contrário;  $\pi_{NORTE}$  é uma *dummy* que assume valor 1 caso o município pertença à região Norte e 0 caso contrário;  $\varepsilon$  representa os resíduos da regressão. Durante o período analisado, os municípios da região Sul apresentam os maiores valores para o PIB *per capita*. Assim, tal região é utilizada como base de comparação para as demais *dummies* de região e por isso não entra no modelo.

Tanto a *dummy* de capital quanto as *dummies* de região são utilizadas para capturar possíveis desigualdades regionais. Segundo informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021b), no ano de 2018, as 27 capitais dos estados brasileiros detinham 31,78% do PIB nacional e concentravam 24,02% da população total do país. Dessa forma, pode haver uma considerável discrepância no nível de renda *per capita* entre a capital do estado – que muitas vezes é o único, ou maior, centro urbano da unidade federativa – e as demais cidades. Quanto às regiões, devido à heterogeneidade do território brasileiro, espera-se haver, também, relevantes diferenças, principalmente para as regiões Norte e Nordeste.

**Tabela 2.** Estimativas econométricas do modelo apresentado na equação 9

	Pooled	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
log(DISP_CRED)	0,059*** (0,002)	-0,026*** (0,002)	-0,025*** (0,002)
log(Ngs)	0,091*** (0,006)	0,134*** (0,005)	0,134*** (0,005)
CAPITAL	0,663*** (0,034)	0,800*** (0,027)	0,799*** (0,027)
SUDESTE	-0,230*** (0,008)	-0,250*** (0,006)	-0,250*** (0,006)
CENTRO_OESTE	-0,079*** (0,012)	-0,083*** (0,009)	-0,083 (0,009)
NORDESTE	-1,002*** (0,009)	-1,067*** (0,007)	-1,067*** (0,007)
NORTE	-0,670*** (0,014)	-0,815*** (0,011)	-0,813*** (0,011)
Constante	10,138*** (0,020)		10,086*** (0,033)
Observações	54.212	54.212	54.212
R <sup>2</sup>	0,260	0,372	0,371
R <sup>2</sup> Ajustado	0,260	0,372	0,371
Estatística F	2.725,268*** (df = 7; 54.204)	4.591,505*** (df = 7; 54.189)	31.982,390***

Nota: Desvio-padrão entre parênteses; \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01. Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021a,b); Banco Central do Brasil (2021).

Seguindo Cameron e Trivedi (2005), para a estimação de dados em painel linear, podem-se assumir três modelos distintos: **i)** Mínimos Quadrados Agrupados (*Pooled OLS*), que consiste na estimação do modelo por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) desconsiderando a existência de efeitos fixos sobre as variáveis; **ii)** Efeitos Fixos, o qual considera a existência de efeitos individuais e heterogêneos entre os indivíduos analisados; e **iii)** Efeitos Aleatórios, que considera que os efeitos individuais não são fixos ao longo do tempo. Além disso, esse modelo utiliza a abordagem de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG).

A Tabela 2 traz as estimativas do modelo, de acordo com as três abordagens citadas. Todas as variáveis são estatisticamente significativas ao nível de 1%. Também, no intervalo de confiança de 99%, o teste F indica que todos os modelos possuem pelo menos um parâmetro que é estatisticamente diferente de zero, isto é, os modelos são global e estatisticamente significativos. A principal diferença entre os modelos está no coeficiente associado à variável disponibilidade de crédito (DISP\_CRED) – que é o principal regressor de interesse do estudo.

Para o modelo *Pooled*, o sinal do coeficiente é positivo, conforme o esperado, diferentemente dos modelos de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios que apresentam sinal

negativo do coeficiente. Dessa forma, utiliza-se o teste F de Chow para verificar se o Modelo *Pooled* ou o Modelo de Efeitos Fixos é o mais indicado; e utiliza-se o teste de Especificação de Hausman, baseado em Hausman (1978), para averiguar se o Modelo de Efeitos Aleatórios é preferível ao modelo de Efeitos Fixos. Conforme o teste F de Chow realizado, há indícios para rejeitar a hipótese nula de que não há efeitos individuais significativos no modelo. Assim, o Modelo de Efeitos Fixos é preferível ao Modelo *Pooled*. De forma semelhante, para o teste de Especificação de Hausman, o p-valor também é próximo de zero, indicando que a hipótese nula de que ambos os modelos são consistentes deve ser rejeitada. Dessa forma, o Modelo de Efeitos Fixos deve ser escolhido em detrimento ao Modelo de Efeitos Aleatórios.

Considerando o Modelo de Efeitos Fixos como o mais adequado para o estudo, é necessário testar a independência transversal entre os municípios. Isto é, verificar se as informações sobre cada município são independentes entre si, em cada período do tempo. Dessa forma, utilizam-se o teste LM de Breusch-Pagan e o teste CD de Pesaran, descritos em Pesaran (2004), para verificar a existência de dependência transversal, e ambos os testes rejeitam a hipótese nula de independência transversal entre os municípios. Dito isso, caso a dependência entre os municípios seja dada por fatores comuns não observáveis, mas não correlacionados com os regressores, o estimador de Efeitos Fixos será consistente, embora possa apresentar desvios-padrão viesados. Por outro lado, caso tais fatores se relacionem com os regressores, o estimador pode ser inconsistente e viesado, de modo que é necessário ter cuidado com os resultados do trabalho.

De acordo com Gujarati e Porter (2011), caso seja feita uma regressão considerando duas ou mais séries de dados não estacionárias, tem-se a ocorrência de uma regressão espúria, isto é, sem sentido. Dessa forma, utiliza-se o teste de Im-Pesaran-Shin, proposto por Im et al. (2003), o qual é consistente na presença de dependência transversal, para confirmar a estacionariedade das séries. Conforme citado anteriormente, as variáveis consideradas neste estudo são bastante heterogêneas, dessa forma, é de se esperar que haja presença de heterocedasticidade nos dados. Para testar tal afirmação, seguindo Breusch e Pagan (1979), utiliza-se um teste contra a heterocedasticidade, o qual confirmou que o modelo estimado é heterocedástico.

Sendo assim, a regressão de Efeitos Fixos é estimada novamente, utilizando os estimadores robustos da matriz de covariância, consistentes à heterocedasticidade. De acordo com Long e Ervin (2000), os estimadores robustos a heterocedasticidade mais comuns e utilizados são os estimadores de White (HC0 e HC1). Porém, os autores apresentam outras abordagens que são preferíveis, sendo elas: HC2 – que também é consistente sob a hipótese de homocedasticidade – e HC3, que é mais restritiva, propostas por MacKinnon e White (1985).

Por fim, seguindo Cromwell et al. (1994) e Stephens (1986), foram realizados os testes Jarque-Bera e Anderson-Darling, respectivamente, para testar a normalidade dos resíduos da regressão de Efeitos Fixos. Ambos os testes mostraram que os resí-

duos não seguem distribuição normal. Embora o número de observações do estudo seja consideravelmente elevado, significando que pela teoria assintótica de grandes amostras a não normalidade dos resíduos não é de grande importância para o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários, utilizou-se a abordagem de reamostragem (*bootstrapping*) com 100 repetições para estimar novamente o modelo de Efeitos Fixos. Os resultados dos coeficientes não sofreram alterações em seus valores.

Assim, de acordo com a Tabela 2, pode-se observar que o aumento de 1% na disponibilidade de crédito está correlacionado com uma diminuição de 0,026% no PIB *per capita* no estado estacionário dos municípios brasileiros. Ainda, percebe-se que o fato de um município ser a capital de seu respectivo estado está atrelado a um valor de PIB *per capita* 80% mais alto do que os demais municípios.

Quanto às *dummies* de região, como a região Sul é a base de comparação, tem-se que cidades localizadas na região Sudeste apresentam valores 25% mais baixos para o PIB *per capita*, enquanto tais valores são 8,3% mais baixos para a região Centro-Oeste, 106,7% mais baixos para a região Nordeste e 81,5% mais baixos para a região Norte. Novamente, nota-se a grande disparidade de renda existente entre as regiões do Brasil, principalmente para as regiões Nordeste e Norte.

De acordo com o exposto nesta seção, devido à obtenção de um coeficiente negativo para o logaritmo da variável disponibilidade de crédito (DIP\_CRED), são necessários um maior aprofundamento na análise dos dados e a realização de estimativas alternativas para tentar explicar esse impacto negativo da disponibilidade de crédito para o PIB *per capita* em estado estacionário dos municípios brasileiros, ou ainda, chegar a um coeficiente positivo para a variável, o que estaria de acordo com o esperado pela literatura sobre o assunto. Tal aprofundamento é feito na próxima subseção do estudo.

#### 4.1 Abordagem alternativa para o tamanho da amostra

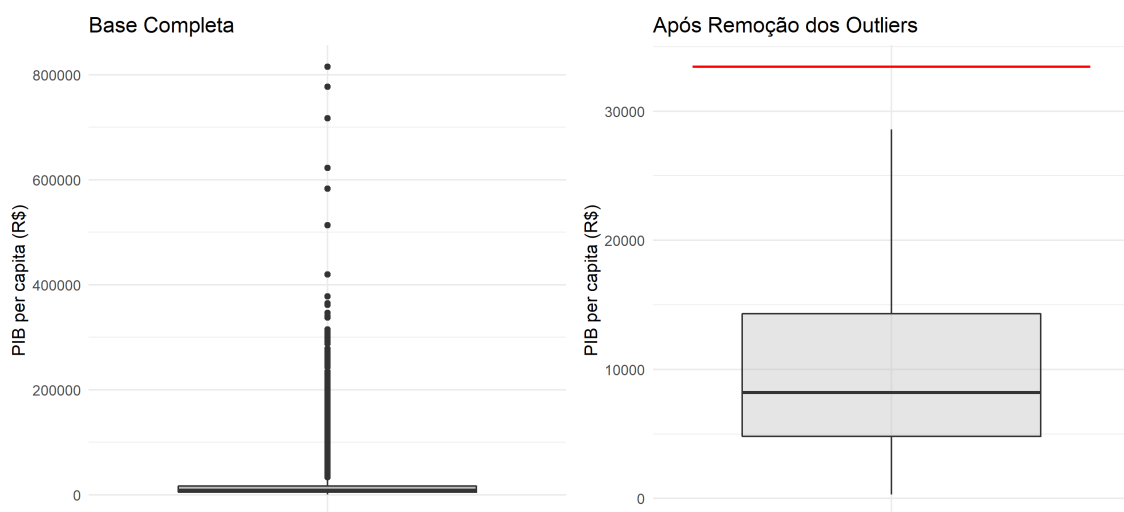
Conforme descrito anteriormente, o PIB *per capita* dos municípios brasileiros é bastante heterogêneo no período de 2002 a 2018. Dessa forma, o valor negativo para a variável disponibilidade de crédito pode estar atrelado à presença de valores muito discrepantes para a variável dependente. Para verificar tal suposição, uma alternativa é a utilização da ferramenta gráfica de Boxplot para visualizar a presença de *outliers*.

Conforme mostrado na figura 4, no período analisado, há presença de valores consideravelmente elevados para o PIB *per capita* dos municípios brasileiros. Calculando o limite superior para o corte dos dados, chegou-se ao valor de R\$ 33.458,00. Assim, foi realizado um corte nos dados, em que foram selecionados os municípios com renda *per capita* anual até o valor do limite superior. Com isso, o número de observações cai para 49.505, ante 54.212 da amostra original, o que representa uma perda de 8,68% nas observações.



Novamente, foram estimados os modelos *Pooled*, de Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios para a equação 9, utilizando o novo corte da amostra. Os resultados podem ser observados na Tabela 3. Mais uma vez, todos os coeficientes são estatisticamente significativos ao nível de 1%, assim como o nível de significância global para todos os modelos está dentro do intervalo de confiança de 99%. Ainda, em relação às estimativas originais (Tabela 2), houve um ganho de ajuste, observado no valor do R-quadrado ajustado que é ligeiramente maior para os modelos da Tabela 3.

**Figura 4.** Boxplot para identificação de *outliers* considerando a variável renda *per capita*



Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021a,b).

**Tabela 3.** Estimativas da equação 9 para municípios com PIB *per capita* anual até R\$ 33.458,00

	Pooled	Efeitos Fixos	Efeitos Aleatórios
log(DISP_CRED)	0,103*** (0,002)	0,028*** (0,002)	0,028*** (0,002)
log(Ngs)	0,035*** (0,005)	0,077*** (0,004)	0,076*** (0,004)
CAPITAL	0,607*** (0,031)	0,767*** (0,024)	0,765*** (0,024)
SUDESTE	-0,231*** (0,007)	-0,272*** (0,005)	-0,272*** (0,005)
CENTRO_OESTE	-0,143*** (0,011)	-0,147*** (0,008)	-0,147 (0,008)
NORDESTE	-0,862*** (0,007)	-0,971*** (0,006)	-0,970*** (0,006)
NORTE	-0,509*** (0,011)	-0,685*** (0,009)	-0,684*** (0,009)
Constante	9,906*** (0,017)		9,926*** (0,025)
Observações	49.505	49.505	49.505
R <sup>2</sup>	0,309	0,433	0,436
R <sup>2</sup> Ajustado	0,308	0,433	0,436
Estatística F	3.155,339*** (df = 7; 49.497)	5.399,056*** (df = 7; 49.482)	37.529,880***

Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021a,b); Banco Central do Brasil (2021).

Nota: Desvio-padrão entre parênteses; \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01.

Novamente, o teste F de Chow e o teste de Especificação de Hausman mostraram que o modelo de Efeitos Fixos é o mais indicado para o caso estudado. Dessa forma, como mostrado na Tabela 3, um aumento de 1% na disponibilidade de crédito está correlacionado com um aumento de 0,028% no PIB *per capita* no estado estacionário das cidades brasileiras. O aumento de 1% na variável Ngs está correlacionado com um aumento de 0,077% na renda *per capita* dos municípios – tal resultado será mais bem discutido na próxima seção. Ainda, o fato de um município ser capital do seu respectivo estado está relacionado com um PIB *per capita* 76,7% maior do que os demais municípios.

Quanto às *dummies* de região, para municípios da região Sudeste, o PIB *per capita* é 27,2% menor em relação aos municípios da região Sul. Para a região Centro-Oeste, o valor do produto *per capita* das cidades é 14,7% menor do que das cidades da região Sul. Para os municípios da região Nordeste, o valor do PIB *per capita* é 97,1% menor do que dos municípios da região Sul. Por último, para as cidades da região Norte, o valor do PIB *per capita* é 68,5% menor em relação aos municípios da região Sul.

Considerando o modelo de Efeitos Fixos, foram realizados os testes de dependência

transversal, testes de estacionariedade das séries, teste contra heterocedasticidade e testes de normalidade dos resíduos. Os resultados foram similares ao modelo com a amostra original. Com isso, foi realizada a estimação com os estimadores robustos à heterocedasticidade, também utilizando a abordagem *bootstrapping*. Novamente, os estimadores não sofreram alterações, conforme pode ser observado nas Tabelas A.1 e A.2 do Apêndice A.

#### 4.1.1 Explorando a Heterogeneidade dos Dados

Conforme mostrado anteriormente, há uma considerável disparidade de renda entre as regiões do Brasil, de modo que o impacto do mercado de crédito pode não ser homogêneo entre elas. Para testar essa suposição, estimamos a equação 9 – sem a inclusão das *dummies* de região – para cada uma das cinco regiões do Brasil e os resultados são reportados na Tabela 4. Todas as variáveis são estatisticamente significativas ao nível de 1%, com exceção do log(Ngs) que não é significativo para a região Norte.

**Tabela 4.** Estimativas por região do Brasil

	Variável Dependente: log(PIB_PER_CAPITA)				
	Sul	Sudeste	Centro-Oeste	Nordeste	Norte
log(DISP_CRED)	0,016*** (0,004)	0,032*** (0,006)	0,022*** (0,003)	0,018*** (0,009)	0,066*** (0,008)
log(Ngs)	0,059*** (0,019)	0,140*** (0,050)	0,056*** (0,021)	0,076*** (0,021)	-0,020 (0,025)
CAPITAL	0,554*** (0,026)	0,884*** (0,022)	0,447*** (0,017)	0,931*** (0,017)	0,697*** (0,021)
Observações	11.315	17.728	3.819	13.386	3.257
R <sup>2</sup>	0,017	0,026	0,022	0,057	0,143
R <sup>2</sup> Ajustado	0,016	0,025	0,018	0,056	0,138
Estatística F	66.220*** (df = 3; 11.296)	160.022*** (df = 3; 17.709)	29.146*** (df = 3; 3.800)	268.185*** (df = 3; 13.367)	180.236*** (df = 3; 3238)

Nota: Desvio-padrão entre parênteses; \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01; modelo de EF robusto à heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021a,b); Banco Central do Brasil (2021).

A Tabela 4 mostra que, conforme esperado, os resultados variam consideravelmente. A região Sul é aquela em que o mercado de crédito possui menor impacto, enquanto a região Norte apresenta o maior valor para o estimador da disponibilidade de crédito. É importante destacar ainda que as regiões Sudeste e Nordeste são as que apresentam maior desigualdade de renda – medida pela variável CAPITAL – entre as capitais e os demais municípios.

Outra característica da divisão municipal do Brasil reside na desproporção de população entre os municípios, de modo que, conforme mostrado na Tabela 1, a amplitude da amostra sobre a população municipal brasileira é consideravelmente elevada.

Porém, a maioria das cidades é considerada de pequeno porte<sup>4</sup>. Dito isso, o impacto da disponibilidade de crédito deve ser diferente de acordo com os extratos da população, o que pode ser verificado na Tabela 5, que traz as estimativas da equação 9 para diferentes tamanhos de população dos municípios.

**Tabela 5.** Estimativas por quintil da população

	Variável Dependente: log(PIB_PER_CAPITA)				
	1º quintil Até 4.536	2º quintil 4.537 a 8.215	3º quintil 8.216 a 14.751	4º quintil 14.752 a 28.768	5º quintil Acima de 28.768
log(DISP_CRED)	0,016** (0,007)	0,020*** (0,005)	0,009** (0,004)	0,013** (0,007)	0,004 (0,014)
log(Ngs)	0,030*** (0,009)	0,080*** (0,021)	0,071*** (0,020)	0,053*** (0,019)	0,062** (0,024)
CAPITAL	-	-	-	-	0,733*** (0,013)
SUDESTE	-0,254*** (0,023)	-0,368*** (0,020)	-0,352*** (0,011)	-0,380*** (0,011)	-0,125*** (0,008)
CENTRO_OESTE	-0,198*** (0,024)	-0,080*** (0,015)	-0,107*** (0,014)	-0,127*** (0,009)	-0,247*** (0,007)
NORDESTE	-0,609*** (0,033)	-0,828*** (0,022)	-0,997*** (0,022)	-1,124*** (0,027)	-0,947*** (0,033)
NORTE	-0,579*** (0,037)	-0,423*** (0,020)	-0,450*** (0,041)	-0,768*** (0,035)	-0,835*** (0,031)
Observações	3.495	6.829	9.997	13.839	15.341
R <sup>2</sup>	0,112	0,228	0,417	0,547	0,464
R <sup>2</sup> Ajustado	0,106	0,225	0,415	0,546	0,463
Estatística F	72.710*** (df = 6; 3.473)	334.516*** (df = 6; 6.807)	1.186.769*** (df = 9; 9.975)	2.782.712*** (df = 6; 13.817)	1.891.809*** (df = 7; 15.318)

Nota: Desvio-padrão entre parênteses; \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01; modelo de EF robusto à heterocedasticidade. Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021a,b); Banco Central do Brasil (2021).

A Tabela 5 mostra um resultado positivo e estatisticamente significativo da disponibilidade de crédito para o crescimento econômico para os quatro primeiros extratos de população da amostra, mas expõe que a disponibilidade de crédito não está correlacionada com a renda *per capita* dos municípios com população acima de 28.768 habitantes. Outro resultado importante é que, com exceção da região Centro-Oeste, a desigualdade de renda é mais acentuada nos municípios com população entre 14.752 e 28.768.

A presente subseção mostrou que modificações na amostra dos dados foram suficientes para chegar a resultados positivos para o impacto da disponibilidade de crédito para a renda *per capita* das cidades brasileiras. Na próxima subseção, são discutidos os resultados do estudo, levando em consideração o corte da amostra.

<sup>4</sup>Embora o IBGE classifique os municípios como pequenos (até 99 mil habitantes), médios (entre 100 mil e 500 mil habitantes) e grandes (acima de 500 mil habitantes), optou-se por estratificar a população por quintil de distribuição da amostra, visto que a dinâmica econômica dos municípios pode variar consideravelmente dentro de uma classificação muito abrangente, além do baixo número de observações que seria gerado para municípios considerados grandes.

## 4.2 Discussão dos resultados

Uma vez apresentados a abordagem econométrica e os ajustes do modelo proposto, é importante comparar os resultados obtidos no estudo com alguns trabalhos da literatura sobre o tema. Dessa forma, a presente subseção tem por objetivo trazer tal abordagem.

O valor de 0,028 encontrado para o coeficiente ligado à variável disponibilidade de crédito neste estudo é mais baixo que o valor encontrado em Durusu-Ciftci et al. (2017) para o Brasil, em que o coeficiente obtido foi de 0,60. Porém, o estudo citado traz uma abordagem ao nível de país, diferente deste estudo que aborda o nível municipal. Também, o resultado positivo da disponibilidade de crédito para o crescimento do PIB condiz com o resultado encontrado em Beck et al. (2000); King e Levine (1993); Berthelemy e Varoudakis (1996), embora as magnitudes dos parâmetros não sejam comparáveis, devido às abordagens diferentes dos modelos econométricos.

Ainda, o coeficiente positivo para a disponibilidade de crédito está em acordo com os estudos citados anteriormente para o caso brasileiro, sendo que os resultados deste estudo mostram um impacto maior do mercado de crédito para a renda *per capita* dos municípios brasileiros do que em Tomazzia et al. (2013); Otake (2017), e um impacto menor do que em Ehrl et al. (2020) – embora esses apresentam resultados separados por crédito público e privado. Os resultados obtidos aqui também estão em acordo com os estudos de Missio et al. (2015); Silva e de Santana (2018), embora a magnitude dos coeficientes também não seja comparável.

Já o resultado da variável *Ngs*, que apresentou sinal positivo e estatisticamente significativo, vai contra o inicialmente esperado na literatura – conforme mostrado na equação 8. Porém, analisando os dados sobre a população, nota-se que os municípios que apresentaram maior variação populacional são aqueles que também tinham um baixo valor de renda *per capita* e uma baixa população. Assim, o crescimento populacional desses pode ter levado a um maior aumento da renda, sendo que o crescimento dessa última foi mais expressivo – as figuras 1 e 2 mostram que a renda variou consideravelmente mais que a população – e por isso encontra-se um sinal positivo entre *Ngs* e o crescimento econômico dos municípios brasileiros no período analisado.

Em relação à variável capital, é de se esperar que tais municípios apresentem maior renda *per capita* para o caso brasileiro. Como mostrado nas figuras 1 e 2, o Brasil possui uma considerável concentração de renda e população, de modo que a economia se torna bastante concentrada nesses centros. De forma semelhante, os resultados das *dummies* para as regiões do Brasil estão de acordo com o esperado. Conforme apontado anteriormente, no geral, as cidades da região Sul apresentaram o maior valor de renda *per capita* no período de estudo e por isso essa foi a região base de comparação. O fato de os municípios da região Centro Oeste apresentarem o segundo maior PIB *per capita* está atrelado à situação da região ter uma pequena parcela da população brasileira (7,71% em 2018) e uma parcela de 9,92% do PIB em

2018. Ademais, o fato de as regiões Nordeste e Norte apresentarem menor valor da renda *per capita* também está de acordo com o esperado. Tal desigualdade observada é retratada por Bandeira Morais et al. (2021).

Sobre a heterogeneidade dos dados, os resultados das Tabelas 4 e 5 mostram que o mercado de crédito, a nível municipal, possui magnitudes de efeito consideravelmente variadas para o crescimento econômico, a depender da região e do tamanho da população. O fato de a região Norte ter apresentado o maior valor para o estimador da disponibilidade de crédito mostra a importância de desenvolver o mercado de crédito nessa localidade, visto que juntamente com a região Nordeste são as duas regiões do Brasil com menor presença bancária. Ainda, como os municípios com menor população são os mais impactados pela oferta de crédito, observa-se, novamente, a importância do aumento da presença bancária no Brasil, visto que as cidades brasileiras sem a presença de bancos têm populações consideravelmente pequenas.

Diante do que foi discutido, tem-se que todos os sinais dos coeficientes do estudo – apresentados nas Tabelas 3, 4 e 5 – com exceção da variável *Ngs* estão de acordo com o esperado inicialmente, convergindo, assim, para o que é abordado pela literatura sobre o mercado de crédito e o crescimento econômico. Isso posto, há indícios para se afirmar que a disponibilidade de crédito é de fato relevante para o crescimento do produto *per capita* em estado estacionário dos municípios brasileiros.

## 5. Considerações finais

O presente trabalho buscou investigar a importância do mercado de crédito para o crescimento econômico dos municípios brasileiros. Primeiro, na parte teórica, utilizou-se um modelo de crescimento econômico de Solow-Swan aumentado em que a poupança da economia é determinada no mercado de crédito. Depois, foram realizadas estimações econométricas, utilizando técnicas de estimação de dados em painel, para testar a relação da disponibilidade de crédito com o crescimento do produto *per capita* em estado estacionário dos municípios brasileiros.

Em um primeiro momento, utilizando toda a amostra de dados disponíveis, foi encontrada uma relação negativa entre o mercado de crédito e o crescimento econômico dos municípios brasileiros. Porém, excluindo alguns valores considerados como *outliers* na amostra, tem-se que a disponibilidade de crédito afeta positivamente o crescimento do PIB *per capita* das cidades. Esse resultado está de acordo com alguns estudos apresentados ao longo do texto e conforme esperado pela literatura.

Diante dos resultados, é importante fomentar a disponibilidade de crédito para os municípios brasileiros, principalmente aqueles localizados nas regiões Nordeste e Norte do Brasil. Entretanto, tal aumento de crédito não deve ser incentivado sem o devido cuidado e planejamento, para que essa iniciativa não gere apenas um maior endividamento de empresas e famílias.

Novamente, um ponto importante a destacar é a desigualdade de renda observada no estudo, principalmente para os municípios menores. Uma abordagem alternativa para a amostra expõe que o modelo utilizado é mais ajustável para as cidades com menor valor do PIB *per capita*. Por sua vez, as cidades com menor PIB *per capita* são também aquelas com menor população, e é justamente esse perfil de municípios que apresentam a maior falta de dados para a disponibilidade de crédito.

Assim, a principal limitação deste artigo está na falta de dados, principalmente para o início da série, para alguns municípios brasileiros, o que poderia mudar a magnitude dos coeficientes encontrados. Porém, mesmo com o aumento dos municípios, espera-se que os sinais dos coeficientes não se alterem. Apesar das limitações, espera-se que o trabalho possa contribuir para a literatura sobre o tema, por meio da aplicação de um modelo de crescimento econômico ao nível municipal para o caso brasileiro em um período notadamente significativo.

Como citado ao longo do texto, o mercado de crédito brasileiro é consideravelmente concentrado e desigual. Dessa forma, a agenda para futuros estudos engloba a utilização de uma medida de competição bancária para os municípios, com o objetivo de mostrar que os municípios com menor disponibilidade de crédito têm essa característica por conta da baixa competitividade em seus mercados bancários, e isso deve afetar negativamente o crescimento econômico das cidades brasileiras.

## Referências

- Atje, R. e Jovanovic, B. (1993). Stock markets and development. *European economic review*, 37(2-3):632–640.
- Atlas Brasil (2023). Índice de gini.
- Banco Central do Brasil (2021). Cosif - estatística bancária mensal por município.
- Banco Central do Brasil (2023). Cosif - estatística bancária mensal por município.
- Bandeira Morais, M., Swart, J., e Jordaan, J. A. (2021). Economic complexity and inequality: Does regional productive structure affect income inequality in brazilian states? *Sustainability*, 13(2):1006.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., e Levine, R. (2000). Financial structure and economic development: Firm, industry, and country evidence. *World Bank Policy Research Working Paper*, (2423).
- Berthelemy, J.-C. e Varoudakis, A. (1996). Economic growth, convergence clubs, and the role of financial development. *Oxford economic papers*, 48(2):300–328.
- Breusch, T. S. e Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the econometric society*, Página 1287–1294.

- Cameron, A. C. e Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge university press, New York.
- Cooray, A. (2010). Do stock markets lead to economic growth? *Journal of Policy Modeling*, 32(4):448–460.
- Cromwell, J., Labys, W., e Terraza, M. (1994). *Multivariate tests for time series models*. Number 100. Sage.
- Dritsaki, C. e Dritsaki-Bargiota, M. (2005). The causal relationship between stock, credit market and economic development: an empirical evidence for greece. *Economic Change and Restructuring*, 38:113–127.
- Durusu-Ciftci, D., Ispir, M. S., e Yetkiner, H. (2017). Financial development and economic growth: Some theory and more evidence. *Journal of policy modeling*, 39(2):290–306.
- Ehrl, P., Pereira, G. A., e Zanchi, V. V. (2020). Crédito e crescimento regional no brasil: o bndes versus bancos privados e públicos. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*, (TD n. 2573).
- Farhi, M. e Prates, D. M. (2018). A crise financeira e a evolução do sistema bancário. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*, (TD n. 2431).
- Félix, E. G. S. e Belo, T. F. (2019). The impact of microcredit on poverty reduction in eleven developing countries in south-east asia. *Journal of Multinational Financial Management*, 52:100590.
- Firme, V. d. A. C. e Freguglia, R. (2013). Análise do crescimento dos municípios brasileiros utilizando dados em painel e controles espaciais sobre o modelo de mankiw, romer e weil (1992) para o período de 1980 a 2010. *XIII Encontro Nacional da Associação Brasileira de Estudos do Trabalho – ABET*.
- Garcia-Escribano, M. M. e Han, M. F. (2015). *Credit expansion in emerging markets: propeller of growth?* International Monetary Fund.
- Goldsmith, R. (1969). *Financial structure and development*. Yale University Press.
- Greenwood, J. e Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth, and the distribution of income. *Journal of Political Economy*, 98:11.
- Gross, J., Guirkinge, C., e Platteau, J.-P. (2020). Buy as you need: Nutrition and food storage imperfections. *Journal of Development Economics*, 144:102444.
- Gujarati, D. N. e Porter, D. C. (2011). *Econometria básica*. Amgh Editora, São Paulo, 5ª ed. edition.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, Página 1251–1271.



- Im, K. S., Pesaran, M. H., e Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1):53–74.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021a). Sidra – população residente estimada – tabela 6579.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021b). Sidra – produto interno bruto – tabela 5938.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2023). Áreas territoriais.
- Jacques, E. R. e Gonçalves, F. d. O. (2016). Cooperativas de crédito no brasil: evolução e impacto sobre a renda dos municípios brasileiros. *Economia e Sociedade*, 25:489–509.
- Joaquim, G., Van Doornik, B. F. N., e Ornelas, J. R. (2019). *Bank competition, cost of credit and economic activity: evidence from Brazil*. Banco Central do Brasil, Brasília.
- Khandker, S. R. e Samad, H. A. (2014). Dynamic effects of microcredit in bangladesh. *World Bank Policy Research Working Paper*, (6821).
- King, R. G. e Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The quarterly journal of economics*, 108(3):717–737.
- Landmann-Szwarcwald, C. e Macinko, J. (2016). A panorama of health inequalities in brazil. *International Journal for Equity in Health*, 15(1):1–3.
- Levine, M. R. (2021). *Finance, growth, and inequality*. International Monetary Fund.
- Levine, R. (2004). Finance and growth: Theory and evidence. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, (10766).
- Levine, R. e Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American economic review*, Página 537–558.
- Long, J. S. e Ervin, L. H. (2000). Using heteroscedasticity consistent standard errors in the linear regression model. *The American Statistician*, 54(3):217–224.
- Lucas Jr, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of monetary economics*, 22(1):3–42.
- MacKinnon, J. G. e White, H. (1985). Some heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators with improved finite sample properties. *Journal of econometrics*, 29(3):305–325.
- Mankiw, N. G., Romer, D., e Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 107(2):407–437.
- Meier, G. M. e Seers, D. (1984). eds. pioneers in development.

- Menezes Filho, N. e Kirschbaum, C. (2019). Education and inequality in Brazil. *Paths of inequality in Brazil: a half-century of changes*, Página 69–88.
- Missio, F. J., Jayme Jr, F. G., e Oliveira, A. (2015). Desenvolvimento financeiro e crescimento econômico: teoria e evidência empírica para os estados brasileiros (1995-2004). *Análise Econômica*, 63:191–227.
- Narayan, P. K. e Narayan, S. (2013). The short-run relationship between the financial system and economic growth: New evidence from regional panels. *International Review of Financial Analysis*, 29:70–78.
- Otake, A. K. (2017). Impactos do crédito bancário no crescimento econômico dos municípios brasileiros. *XLI EnANPAD*.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Available at SSRN 572504*.
- Ray, D. (1998). *Development economics*. Princeton University Press, New Jersey.
- Robinson, J. (1952). The generalization of the general theory."in the rate of interest and other essays. London: Macmillan press.
- Silva, L. C. e de Santana, J. R. (2018). Os efeitos do sistema financeiro no crescimento econômico: uma análise para os estados brasileiros no período 1991-2010. *Revista Econômica do Nordeste*, 49(1):99–115.
- Stephens, M. A. (1986). Tests based on edf statistics. In: D'Agostino, R. e Stephens, M., editores, *Goodness-of-Fit Techniques*. Marcel Dekker, New York.
- Terano, R., Mohamed, Z., e Jusri, J. H. H. (2015). Effectiveness of microcredit program and determinants of income among small business entrepreneurs in Malaysia. *Journal of Global Entrepreneurship Research*, 5:1–14.
- Thanh, P. T., Saito, K., e Duong, P. B. (2019). Impact of microcredit on rural household welfare and economic growth in Vietnam. *Journal of Policy Modeling*, 41(1):120–139.
- Tomazzia, E. C., de Jesus, C. S., e de Oliveira Gonçalves, F. (2013). Dimensões do mercado de crédito e crescimento econômico municipal no Brasil. *Nexos Econômicos*, 7(2):71–98.
- United Nations (2020). Human development report 2020.
- World Bank (2021). The global Findex database 2017: Measuring financial inclusion and the fintech revolution.

## Apêndice:

### A.1. Estimativas da equação 9 para municípios com PIB *per capita* anual até R\$ 33.458,00, com estimadores robustos à heterocedasticidade

Variável	Sem Correção	HC0	HC1	HC2	HC3
log(DISP_CRED)	0,028*** (0,002)	0,028*** (0,005)	0,028*** (0,005)	0,028*** (0,005)	0,028*** (0,005)
log(Ngs)	0,077*** (0,004)	0,077*** (0,023)	0,077*** (0,023)	0,077*** (0,023)	0,077*** (0,023)
CAPITAL	0,767*** (0,024)	0,767*** (0,011)	0,767*** (0,011)	0,767*** (0,011)	0,767*** (0,011)
SUDESTE	-0,272*** (0,005)	-0,272*** (0,012)	-0,272*** (0,012)	-0,272*** (0,012)	-0,272*** (0,012)
CENTRO_OESTE	-0,147*** (0,008)	-0,147*** (0,006)	-0,147*** (0,006)	-0,147*** (0,006)	-0,147*** (0,006)
NORDESTE	-0,971*** (0,006)	-0,971*** (0,023)	-0,971*** (0,023)	-0,971*** (0,023)	-0,971*** (0,023)
NORTE	-0,685*** (0,009)	-0,685*** (0,022)	-0,685*** (0,022)	-0,685*** (0,022)	-0,685*** (0,022)
Observações	49.505				
R <sup>2</sup>	0,433				
R <sup>2</sup> Ajustado	0,433				
Estatística F	5.399,056*** (df=7;49.482)				

Nota: Desvio-padrão entre parênteses; \*p<0,1; \*\*p<0,05; \*\*\*p<0,01; modelo de EF robusto à heterocedasticidade.

Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021a,b); Banco Central do Brasil (2021).

### A.2. Abordagem *Bootstrapping* para o Modelo de Efeitos Fixos para a equação 9, com PIB *per capita* anual de até R\$ 33.458,00

Variável	Estatística de Bootstrap		
	Original	Viés	Erro-Padrão
t1* = log(DISP_CRED)	0,02756049	0	0
t2* = log(Ngs)	0,07685750	0	0
t3* = CAPITAL	0,76693053	0	0
t4* = SUDESTE	-0,27231252	0	0
t5* = CENTRO_OESTE	-0,14685495	0	0
t6* = NORDESTE	-0,97147493	0	0
t7* = NORTE	-0,68535879	0	0

Nota: 100 repetições.

Fonte: Elaboração própria, de acordo com informações do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2021a,b); Banco Central do Brasil (2021).