

THIAGO RODRIGUES FEITOSA

**IMPACTO DA PROMOÇÃO DO MICROCRÉDITO NA RENDA DAS FAMÍLIAS
POBRES DO NORDESTE BRASILEIRO**

SÃO PAULO

2021

THIAGO RODRIGUES FEITOSA

**IMPACTO DA PROMOÇÃO DO MICROCRÉDITO NA RENDA DAS FAMÍLIAS
POBRES DO NORDESTE BRASILEIRO**

**Monografia apresentada ao Curso de Ciências
Econômicas da Faculdade de Economia,
Administração e Contabilidade da Universidade de
São Paulo, como requisito parcial para a obtenção do
título de bacharel em ciências econômicas.**

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane.

SÃO PAULO

2021

FICHA CATALOGRÁFICA

Feitosa, Thiago Rodrigues

Impacto da promoção do microcrédito na renda das famílias pobres do nordeste brasileiro – São Paulo, 2021.

45 páginas

Área de concentração: Lorem ipsum.

Orientador: Prof. Dr. Márcio Issao Nakane.

Monografia – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

1 Economia; 2. Políticas Públicas; 3. Microcrédito

Aos contribuintes do ICMS, imposto regressivo que financiou minha graduação e, dentre eles,
em particular, aos meus avós, pais e irmã

Dedico

AGRADECIMENTOS

A meu orientador, Prof. Dr. Márcio Issao Nakane.

Aos professores da FEA (Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade) que contribuíram para minha formação e me dotaram do ferramental necessário para realização deste trabalho.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	7
RESUMO.....	8
ABSTRACT	9
1 INTRODUÇÃO	11
1.1 O MICROCRÉDITO COMO POLÍTICA DE COMBATE À POBREZA	11
1.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	13
2 METODOLOGIA	19
3 ANÁLISE DESCRITIVA	22
3.1 Base MUNIC de Inclusão Produtiva (2014).....	22
3.2 Base Desidentificada do Cadastro Único.....	23
3.2.1 Painel 2014-2015	23
3.2.2 Painel 2014-2018	24
4 ANÁLISE ECONOMETRICA	27
4.1 Modelo Básico	27
4.2 Especificação log-nível.....	28
4.3 Especificação com a inclusão de uma variável de alfabetização	29
4.4 Especificação Litoral-Semiárido.....	31
5 DISCUSSÃO.....	35
6 CONCLUSÕES.....	40
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	44

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Número de Municípios que direcionam ações para promover o acesso ao microcrédito para grupos específicos	22
Tabela 2 - Diferença na renda per capita entre o grupo de tratamento e os demais municípios (2014).....	23
Tabela 3 - Diferença na renda per capita entre o grupo de tratamento e os demais municípios (2015).....	24
Tabela 4 - Diferença na diferença na renda per capita entre o grupo de tratamento e os demais municípios (2014 x 2015)	24
Tabela 5 - Diferença na renda per capita entre o grupo de tratamento e os demais municípios (2018).....	25
Tabela 6 - Diferença na diferença na renda per capita entre o grupo de tratamento e os demais municípios (2014 x 2018)	25
Tabela 7 - Modelo Básico (nível)	27
Tabela 8 - Modelo Básico (log-nível).....	28
Tabela 9 - Especificação com inclusão de uma variável de alfabetização	30
Tabela 10 - Especificação com inclusão de variável alternativa de alfabetização	31
Tabela 11 – Especificação Litoral-Semiárido.....	32
Tabela 12 - Comparação Modelo Básico (nível) x Modelo Básico (log-nível)	36
Tabela 13 – Comparação entre o Modelo Básico (log-nível) e o Modelo com Variável de Alfabetização I.....	37
Tabela 14 - Comparação entre os Modelos com Variável de Alfabetização.....	38
Tabela 15 - Comparação entre o Modelo Básico (log-nível) e o Modelo com Inclusão de Dummies Geográficas.....	38

RESUMO

IMPACTO DA PROMOÇÃO DO MICROCRÉDITO NA RENDA DAS FAMÍLIAS POBRES DO NORDESTE BRASILEIRO.

Objetivo: Estimar o impacto de ações para promoção do microcrédito, em âmbito municipal, na renda das famílias pobres do Nordeste brasileiro, procurando entender de que forma (sinal) e em que medida (magnitude) a renda é afetada e avaliar a efetividade de tais ações. **Método:** Foram utilizados dados em painel da base aberta do CadÚnico e, para construção do grupo de tratamento, dados do suplemento da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (MUNIC) de 2014 – Inclusão Produtiva, do IBGE. O estimador de diferenças-em-diferenças serviu para identificação dos efeitos causais. **Resultados:** Há evidências de que as ações para promoção do microcrédito têm efeito negativo sobre a renda dos mais pobres no curto prazo e no longo prazo. No longo prazo, a magnitude deste efeito tende a ser maior, quando o impacto negativo das ações sobre a renda é estatisticamente significativo a 15% com p-valor igual a 0,12. **Conclusão:** As evidências trazidas por este estudo fortalecem a narrativa de que o desenvolvimento de políticas públicas para promoção do microcrédito é prejudicial aos mais pobres, sobretudo, no longo prazo.

Palavras-chave: microcrédito, pobreza, políticas públicas, Nordeste brasileiro

JEL: I38, O22

ABSTRACT

A MEASURE OF THE IMPACT OF MICROCREDIT PROMOTION ON THE WEALTH OF NORTHEAST BRAZIL POOR FAMILIES

Purpose: This study aims to estimate the impact of microcredit promotion on northeastern Brazilian poor families' wealth. It seeks to understand by which manner, and by which measure their remuneration was affected by microcredit agenda in order to evaluate its effectiveness.

Method: National data from Government and Brazil's Institute of Geography and Statistics (IBGE) are used for this purpose and to construct the treatment group. The differences-in-differences estimator is computed to identify causality.

Results: Evidence on this study shows that microcredit agenda had a negative impact on poor families' wealth. In the long term the magnitude of such effect tends to be stronger, when it is statistically significant at 15% with a p-value of 0,12.

Conclusion: Evidence brought by this study reinforces the narrative which depicts microcredit as harmful to the poor particularly in the long term.

Key words: microcredit, poverty, public policies, Northeast Brazil

JEL classification: I38, O22

1 INTRODUÇÃO E REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

1 INTRODUÇÃO

1.1 O MICROCRÉDITO COMO POLÍTICA DE COMBATE À POBREZA

Este trabalho toma como objeto de estudo as ações desenvolvidas por autoridades municipais do Nordeste para promoção de operações de microcrédito produtivo orientado. Em detalhe, busca responder se as ações de promoção do microcrédito constituíram instrumento eficaz no combate à pobreza, motivo pelo qual nossa atenção será concentrada naqueles municípios que direcionam tais ações para indivíduos inscritos no Cadastro Único. Entenderemos que tal política foi bem-sucedida se for verificado aumento estatisticamente significativo e duradouro na renda *per capita* desses indivíduos (variável dependente).

Para tanto serão utilizados dados em painel. Sendo utilizado painel de curto (2014-2015) e longo prazo (2014-2018). Para identificação de causalidade o coeficiente de interesse será estimado fazendo uso do método de “diferenças-em-diferenças”, lugar-comum na análise de políticas públicas.

O estimador de “diferenças-em-diferenças” nos possibilitará a identificação de disparidades, caso existam, estatisticamente significantes na renda *per capita* daqueles municípios que desenvolveram ações para promoção do microcrédito produtivo orientado para indivíduos inscritos no Cadastro Único, municípios do grupo de tratamento, e aqueles municípios que não desenvolveram ações ou as desenvolveram, mas não orientadas para os inscritos no Cadastro Único, municípios do grupo de controle.

Estamos, portanto, entendendo “família pobre” como aquela cujos membros estejam inscritos na base do Cadastro Único. Essa definição é reconhecidamente limitada, uma vez que deixa de fora outros grupos economicamente desfavorecidos. Não obstante, é a escolha feita tendo em vista a existência de base de dados específica e bastante completa para os inscritos no Cadastro Único.

A decisão de restringir a análise para os municípios localizados no Nordeste é consistente com o objetivo de procurar conferir maior homogeneidade aos municípios. A inclusão de *dummies* geográficas, especificando se o município está localizado no semiárido ou no litoral, assenta-se sobre a mesma justificativa.

O esforço para avaliar públicas é justificado pela importância de conferir aos gastos públicos maior racionalidade e eficácia. A importância de se reduzir a pobreza é meritosa sob o aspecto humanitário, mas também socioeconômico. A pobreza tem sido associada, por

exemplo, ao aumento da violência urbana e da taxa de homicídios (Poveda, 2011); à maior vulnerabilidade em relação à disseminação de doenças transmissíveis (Fallah *et al.*, 2015) e à aquisição de doenças crônicas (Harrison e Taren, 2018); à menor produtividade (Hill e Sandfort, 1995), dentre outros problemas. O emprego de instrumentos adequados para sua redução é, portanto, potencialmente benéfico ao conjunto da sociedade.

Levando em conta que as operações de microcrédito produtivo orientado constituem um desses instrumentos, a avaliação de sua efetividade deve ser perseguida.

As operações de microcrédito produtivo orientado são previstas e estimuladas pela legislação brasileira.

A resolução do Conselho Monetário Nacional Nº 4.854, de 24 de setembro de 2020, dispõe sobre as operações de microcrédito produtivo orientado bem como sobre o direcionamento de recursos para estas operações. Seu artigo 2º define operação de microcrédito como aquela realizada para financiamento de atividades de pessoas naturais ou jurídicas com renda ou receita bruta anual inferior ao limite estabelecido no inciso I do artigo 3º da Lei Complementar nº 123, de 14 de dezembro de 2006, qual seja R\$ 360.000,00 (trezentos e seiscentos mil reais). É bastante razoável supor que tal definição acolha a imensa maioria dos indivíduos inscritos no Cadastro Único.

O artigo 3º da referida resolução estabelece novas condições à definição. As operações de microcrédito devem possuir metodologia específica de concessão e controle; ter taxa de juros efetiva máxima de 4% a.m.; ter taxa de cobertura para abertura de crédito de no máximo 3% do valor concedido, sendo proibida a cobrança de quaisquer outras taxas e despesas; ter prazo superior a cento e vinte dias; ter somatório do saldo devedor na mesma instituição financeira inferior a R\$ 21.000,00 (vinte e um mil reais) e, no âmbito do Sistema Financeiro Nacional, exceto para crédito habitacional, não superior a R\$ 80.000,00 (oitenta mil reais). Tais condições objetivam tornar o microcrédito barato ao tomador e controlar a inadimplência. São, portanto, em intenção meritórias, uma vez que a inadimplência, como veremos mais à frente, constitui uma das principais críticas levantadas contra o emprego do microcrédito como instrumento de redução da pobreza.

Por fim, o artigo 4º da mesma resolução estabelece que os bancos comerciais, os bancos múltiplos com carteira comercial e a Caixa Econômica Federal mantenham aplicado em operações de microcrédito produtivo orientado valor que corresponda a, no mínimo, 2% da média dos saldos dos depósitos à vista captados. Trata-se de uma restrição importante à atuação dos bancos e justamente pela sua importância deve ser devidamente justificada, devendo tal

justificativa ser acompanhada de avaliação empírica e corroborada. Este trabalho contribui para isso.

Em síntese, este trabalho objetiva estimar o impacto de ações desenvolvidas pelas autoridades municipais para promoção do microcrédito (variável independente) na renda *per capita* das famílias pobres do Nordeste brasileiro (variável dependente). Nesta linha, intenciona mensurar a magnitude (valor do coeficiente) e identificar a direção (sinal) do efeito causal, fatores que servirão de insumo para uma avaliação da efetividade da política de promoção do microcrédito, também dita, agenda do microcrédito.

1.2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Em 2006, um economista ganhava o Nobel da paz. Bengalês e fundador do Grameen Bank, instituição financeira notabilizada por financiamentos aos mais pobres, Muhammad Yunus, o “padrinho do microcrédito”, atestaria o sucesso de sua empreitada, pelo menos junto à mídia e à opinião pública (Ramesh, 2006). O microcrédito assumiria a posição de instrumento eficiente e transformador, capaz de combater a pobreza mesmo em regiões do globo onde ela historicamente predomina (Boudreaux e Cowen, 2008). No entanto, posto em destaque, sofreria com reveses e críticas mais ou menos incisivas à medida em que economistas e outros estudiosos procuraram entender seu efeito na redução da pobreza.

Para Boudreaux e Cowen (2008) o efeito do microcrédito na geração de renda é, provavelmente, mais modesto do que se supõe; já que, não raramente, parcela dos recursos obtidos são direcionados pelo usuário para consumo ao invés de investimento.

Para Karnani (2009), políticas de redução da pobreza com ênfase no microcrédito revelam-se abordagem pouco efetiva. Isso porque partem do pressuposto de que os pobres são capazes de empreender de forma resiliente e criativa e de consumir conscientemente, contrariando as evidências empíricas que mostram que eles relutam em adotar práticas que podem ampliar a produtividade de seus negócios e frequentemente tendem a perder o controle sobre seus gastos. Com isso, o autor entende que tais políticas podem inclusive ser nocivas aos mais pobres; uma vez que, não só utilizam recursos os quais com o mesmo fim poderiam ser melhor empregados, como simplificam o combate à pobreza, assumindo que os mais pobres necessitam apenas de “um empurrão” do Estado; quando em realidade requerem uma atuação mais intensiva deste no fornecimento de serviços públicos, estes sim capazes de melhorar suas vidas de forma mais expressiva.

Bateman e Chang (2014) opõem-se ao que chamam de visão ilusória do potencial do microcrédito na redução da pobreza. Essa visão estaria assentada na ideia de que a simples extensão do acesso ao crédito para os mais pobres é capaz de estabelecer uma trajetória de desenvolvimento econômico sustentável e impulsionada por ações tomadas pelos próprios pobres. Os autores argumentam que, na realidade, o microcrédito pode funcionar como uma armadilha indutora da pobreza, contribuindo negativamente para o crescimento econômico e, conseqüentemente, para a geração de renda das famílias mais pobres; já que as operações de microcrédito ignorariam o conceito de eficiência mínima de escala. Com isso, ao viabilizarem a entrada no mercado de um número elevado de microempresas, ao invés de focalizarem no desenvolvimento de ganhos de escala dentro de um setor orientados ao crescimento, o microcrédito aumentaria a concorrência excessivamente, dificultando o investimento, por parte das empresas, necessário ao alcance da eficiência mínima de escala e fazendo com que estas sejam forçadas a adotarem uma estratégia de corte de gastos, implicando na geração de setores extremamente pulverizados, ineficientes e pouco competitivos. Assim, o microcrédito ignoraria também o problema de saturação setorial, isto é, estimularia um cenário onde a economia doméstica encontrar-se-ia saturada de microempresas informais, incapazes de inovar e conferir dinamicidade à economia e “expulsaria” do mercado as microempresas promissoras, ao conferirem “sobrevivência” às suas concorrentes ineficientes. Na América Latina, em particular, os autores afirmam que o microcrédito esteve associado a um crescimento do setor informal conjunto a uma pressão negativa no crescimento da renda média e uma piora nas condições de trabalho em comunidades pobres.

Angelucci, Karlan e Zinman (2015) realizaram ensaios clínicos randomizados por grupos para estimar o impacto de uma ampliação nos empréstimos realizados pela principal instituição financeira de microcrédito no México, o Compartamos Banco. Os autores não encontraram evidências de impacto significativo desta ampliação no empreendedorismo, na renda, na oferta de trabalho, nos gastos, no status social e em uma medida subjetiva de bem-estar.

Attanasio et al. (2015) conduziram um experimento de campo randômico para identificar o impacto de um programa de microcrédito na Mongólia direcionado para mulheres. Os autores identificaram um efeito positivo do programa no consumo de comida, mas não na renda doméstica. Em outro programa avaliado, os autores não observaram resultados significantes na redução da pobreza.

Chavan (2002), por meio da revisão de evidências empíricas de programas de microcrédito em diversos países em desenvolvimento e comparação com iniciativas levadas a

cabo na Índia, concluiu que os programas de microcrédito foram responsáveis por uma melhoria marginal na renda de seus beneficiários; não produzindo, entretanto, melhorias tecnológicas substantivas. Além disso, a concessão de refinanciamentos por novos empréstimos teria criado, em Bangladesh, “ciclos de endividamento”.

Banerjee et al. (2015) realizaram uma avaliação randomizada para identificar o efeito de um programa de microcrédito na cidade indiana de Haiderabade. Cinquenta e dois bairros da cidade foram escolhidos aleatoriamente para receberem atuação de um credor, implicando em um aumento de 8,4% nas operações de microcrédito contraídas nestas localidades. Os autores não identificaram mudanças em indicadores de saúde ou educação; por outro lado, os gastos com bens duráveis aumentaram e com “temptation goods” diminuíram. Também não foi observado aumento no consumo, embora o investimento e o lucro de negócios pré-existentes tenham aumentado. Por fim, os autores verificaram que as diferenças entre o grupo de controle e o grupo de tratamento não persistiram após dois anos.

Banerjee, Karlan e Zinman (2015) conduziram seis estudos capazes de gerar evidências causais sobre o efeito do microcrédito. Os estudos abrangeram cenários bastante heterogêneos, com características socioeconômicas variadas. Os estudos, implementados independentemente, contemplaram sete instituições financeiras diferentes em seis países (Bósnia-Herzegovina, Etiópia, Índia, México, Marrocos e Mongólia). Da comparação, os autores observaram efeito positivo, mas modesto e incapaz de promover mudanças substanciais e duradouras na renda dos tomadores de empréstimo.

As evidências empíricas encontradas por Chowdhury, Ghosh e Wright (2005), em certa medida, contrapõem-se aos argumentos teóricos desenvolvidos e evidências trazidas pelos opositores do microcrédito. Acompanhando famílias beneficiadas por operações de microcrédito em Bangladesh, país do Grameen Bank, os autores observaram que o microcrédito estava associado a uma redução da pobreza, sendo seu impacto significativo ao longo de seis anos com certo nivelamento após isso.

As evidências contrárias ao microcrédito também são relativizadas por Banerjee et al. (2019). Os autores observaram que microempreendedores de baixa renda que já possuíam um negócio antes de adquirirem microcrédito, uma vez que contraem o empréstimo performam melhor do que aqueles que não o adquiriram. Além disso, este efeito seria persistente, já que seis anos depois, os microempresários do grupo de tratamento deteriam 35% mais ativos e gerariam o dobro do lucro do que seus pares do grupo de controle.

Kaboski e Townsend (2012) avaliaram o impacto de um dos maiores programas de microcrédito do mundo, o “Million Baht Village Fund” da Tailândia. Para isso os autores

serviram-se de dados em painel (1997-2007), agregando a variação em crédito por domicílio a nível de vilarejo. Os resultados que obtiveram evidenciam que o programa foi responsável por um aumento no consumo, no investimento agrícola e no crescimento da renda, embora tenha sido verificada uma diminuição no crescimento geral dos ativos. Segundo os autores, o programa também teria tido um efeito positivo sobre os salários.

Meager (2019) menciona que diversas avaliações randômicas foram realizadas para identificar os efeitos do microcrédito na pobreza. Não obstante, em função de serem muito divergentes as condições dos estudos entre si, para a autora haveria dificuldade em formar um consenso e, por conseguinte em legitimar ou deslegitimar o uso do microcrédito. Para contornar este problema, a autora estimou conjuntamente o efeito médio e a heterogeneidade nos efeitos em sete estudos, fazendo uso de modelos hierárquicos bayesianos sob as evidências encontradas em sete estudos. Para a autora, a heterogeneidade estimada constituiria uma boa medida de quanto os resultados encontrados poderiam ser generalizados, independentemente dos cenários em que os estudos foram conduzidos. Seus resultados mostraram que o efeito do microcrédito no consumo e em micro empreendimentos é geralmente diminuto e incerto, com probabilidade moderada/alta de impacto nulo. Ela observa ainda que os efeitos da heterogeneidade entre os estudos são moderados, indicando certa validade para os resultados encontrados apesar dos cenários divergentes em que foram conduzidos.

Jahiruddin et al. (2011), cientes da divergência existente entre trabalhos empíricos que buscaram mensurar o impacto do microcrédito na geração de renda dos mais pobres, procuram identificar as circunstâncias nas quais o microcrédito falharia em seu objetivo. A partir da análise de dados de tomadores de microcrédito em Bangladesh, os autores encontraram que as operações tenderiam a falhar quando: (i) há atrasos no retorno ao investimento realizado; (ii) o crédito é utilizado em emergências devido a uma perda inicial e (iii) o crédito é utilizado para gastos domésticos. Assim, apesar de no estudo as operações de microcrédito terem sido responsáveis por reduzir a pobreza em 65 a 70% dos casos, os mais pobres dentre os pobres, por serem mais suscetíveis as circunstâncias de (i) a (iii), mostraram-se particularmente propensos a sofrer com os efeitos adversos do microcrédito, i.e., pressão sociocultural e empobrecimento.

Para o Brasil, Guedes, Almeida e Siqueira (2021) trataram do impacto do microcrédito rural, por meio da análise do Programa Agroamigo, do Banco do Nordeste Brasileiro, na produção agropecuária da Região Nordeste. Os autores serviram-se de um modelo de diferenças-em-diferenças em um painel com 1.791 municípios, cobrindo os anos de 2003 a 2015 e observaram que o volume de empréstimos realizados no âmbito do Agroamigo teve um

impacto estatisticamente significativo e positivo na produção agropecuária, sendo mais forte o efeito em municípios onde a exposição deu-se por um período superior a 7 anos. Contudo, os autores não encontraram efeitos estatisticamente significativos para a atividade agrícola. Sendo a agricultura familiar/de subsistência fonte importante na formação da renda das famílias mais pobres do Nordeste, esta última conclusão é particularmente preocupante.

Já Soares, Barreto e Azevedo (2011) analisaram os condicionantes do programa Crediamigo, também do Banco do Nordeste Brasileiro, necessários para que este aja como redutor da pobreza. Os autores fizeram uso de um modelo logístico de probabilidade de saída da pobreza e observam que a velocidade média da saída da pobreza durante os cinco primeiros anos no Programa Crediamigo é de 6% a 8% ao ano, contribuindo ao argumento favorável ao emprego do microcrédito como instrumento de redução da pobreza. Contudo, cabe a ressalva de que os autores identificaram que as chances de sucesso do Programa estão relacionadas a dotação de capital humano e de recursos produtivos detidos pelo tomador do empréstimo, o que pode ser preocupante uma vez que quanto mais pobre a família menor a detenção de capital humano e recursos produtivos ela possui e, portanto, maior a chance de “fracasso”, i.e., inadimplência e empobrecimento.

2 METODOLOGIA

Para mensurar o impacto das ações para promoção do microcrédito na renda das famílias pobres do Nordeste, adotaremos abordagem quantitativa, utilizando dados em painel à nível de desagregação municipal. Para inferir causalidade, o estimador de diferenças-em-diferenças será empregado.

Para construção do grupo de tratamento, será utilizada a base obtida a partir do suplemento da Pesquisa de Informações Básicas Municipais – MUNIC de 2014 – Inclusão Produtiva, do IBGE. A MUNIC abrange todos os municípios brasileiros, tendo como informante principal a prefeitura. Junto com a pesquisa anual são publicados suplementos cuja temática varia a cada ano. O suplemento de 2014 trata da inclusão produtiva e dedica capítulo específico ao microcrédito, intitulado ‘Crédito, Microcrédito e Seguro’. As seções do capítulo são constituídas por perguntas cuja resposta geralmente deve ser exclusivamente “sim” ou “não”. Em particular, a pergunta que nos interessa é a seguinte: “O governo municipal desenvolve ações para promover o acesso ao microcrédito produtivo orientado?”. Para aqueles municípios cuja resposta tenha sido “sim”, é perguntado para quais grupos as ações são voltadas. A esta última questão são dadas as alternativas: (i) desempregados, (ii) inscritos no Cadastro Único para Programas Sociais, (iii) beneficiários do Programa Bolsa Família, (iv) egressos de cursos de qualificação profissional, (v) catadores de materiais recicláveis, (vi) população em situação de rua e (vii) outros. Estarão inclusos no grupo de tratamento da especificação principal (que leva em conta apenas o critério de estar localizado no Nordeste) aqueles municípios que, tendo declarado desenvolverem ações para promover o microcrédito, direcionem-as para os inscritos no Cadastro Único para Programas Sociais, ou seja, que tenham respondido “sim” à primeira questão e “(ii) inscritos no Cadastro Único para Programas Sociais” à segunda questão. Serão do grupo de controle os demais municípios, quer tenham respondido “não” à primeira questão, quer tenham respondido “sim” a ela, mas não tenham assinalado “(ii) inscritos no Cadastro Único para Programas Sociais” na segunda.

Para obtenção da variável dependente (renda *per capita* das famílias inscritas no Cadastro Único) serão utilizadas as bases desidentificadas do Cadastro Único referentes aos anos de 2014, 2015 e 2018. Os dados de tais bases são desagregados a nível indivíduo ou família e são obtidos a partir de amostragem do universo de indivíduos/famílias inscritos no Cadastro Único. Como para cada ano os indivíduos/famílias que compõem a amostra são definidos aleatoriamente, não é possível a obtenção de painel entre um ano e outro qualquer a nível indivíduo ou família. Para contornar este problema, os valores a nível família para a renda *per*

capita (renda familiar dividida pela quantidade de membros que compõem a família) serão trazidos a nível municipal, isto é, construiremos painel onde o valor para renda *per capita* será a média municipal da renda *per capita* das famílias inscritas no Cadastro Único.

Uma vez criado os painéis a nível municipal, será possível, por meio de regressões utilizando o estimador de diferenças-em-diferenças, determinar os efeitos a curto prazo das ações de promoção do microcrédito (painel 2014-2015) e os efeitos a longo prazo (painel 2014-2018).

Além da *dummy* que identifica se o município faz parte do grupo de tratamento ou não e das *dummies* de ano, adicionaremos à regressão um indicador do nível de escolaridade das famílias inscritas no Cadastro Único. Tal adição é justificada pela suposição de que a escolaridade das famílias afeta ao mesmo tempo sua renda *per capita* e a decisão do governo municipal em desenvolver ou não ações que lhes sejam direcionadas. A construção do indicador de escolaridade será feita de duas formas alternativas. Ambas são obtidas da base desidentificada de pessoas do Cadastro Único, isto é, de uma desagregação a nível indivíduo e são construídas a partir de um *dummy* que identifica se o indivíduo sabe ler (1, caso saiba; 0, caso não). A primeira simplesmente toma a média municipal das observações individuais. A segunda, atribui valor 1 para o município cuja média das observações individuais seja superior ou igual à mediana das médias municipais ou 0, caso contrário.

Duas *dummies* geográficas serão adicionadas ao modelo. A primeira delas identificará se o município é litorâneo. A segunda se está localizado no semiárido. Perceba que é possível a um município nem ser litorâneo e nem estar localizado no semiárido. A inclusão de tais variáveis explicativas justificou-se pelo interesse em saber se as ações de promoção do microcrédito impactariam diferentemente os municípios do semiárido (historicamente mais pobres e mais afetados pela falta de chuva) relativamente aos demais e aos municípios litorâneos.

A identificação do município como litorâneo foi feita a partir da lista de “Municípios defronte com o mar” disponibilizada pelo IBGE. Já a identificação do município como localizado no semiárido, a partir da “Lista de municípios do Semiárido” também fornecida pelo IBGE.

3 ANÁLISE DESCRITIVA

3 ANÁLISE DESCRITIVA

3.1 Base MUNIC de Inclusão Produtiva (2014)

Para construção do grupo de tratamento foi utilizado o suplemento de 2014 da MUNIC – Pesquisa Básica de Informações Municipais do IBGE. Em particular, nosso interesse está na seção “5.1 Promover o acesso a microcrédito produtivo orientado” do capítulo “5. Crédito, Microcrédito e Seguro”. A primeira variável desta seção é uma dummy que identifica se o governo municipal desenvolve ações para promover o acesso ao microcrédito produtivo orientado.

Pela base MUNIC de Inclusão Produtiva são 1.794 municípios localizados no Nordeste. Destes 909 (50,7%) declararam não desenvolver ações para promover o acesso ao microcrédito produtivo orientado, 709 (39,5%) declararam desenvolver, 173 (9,6%) não souberam informar, dois não informaram e um recusou prestar informações.

Foi perguntado aos municípios se direcionavam suas ações para grupos específicos. 597 responderam direcionar as ações para grupos específicos, 109 declararam que não e três não souberam informar.

Para os 597 municípios que responderam direcionar suas ações para grupos específicos foi perguntado a quais grupos elas foram direcionadas, sendo possível escolher entre as seguintes alternativas: desempregados, inscritos no Cadastro Único para programas sociais, beneficiários do programa Bolsa Família, egressos de cursos de qualificação profissional, catadores de materiais recicláveis, população em situação de rua e outros. Se assinalasse outros, o município deveria especificar por extenso o grupo. A Tabela 1 mostra que os inscritos no Cadastro Único foram o segundo grupo mais priorizado pelos municípios em suas ações para promoção do acesso ao microcrédito.

Tabela 1 - Número de Municípios que direcionam ações para promover o acesso ao microcrédito para grupos específicos

Grupo Específico	Desenvolvem	Não Desenvolvem
Desempregados	311	286
Inscritos no Cadastro Único para programas sociais	358	239
Beneficiários do programa Bolsa Família	380	217
Egressos de cursos de qualificação profissional	190	407
Catadores de materiais recicláveis	67	530
População em situação de rua	16	581

Grupo Específico	Desenvolvem	Não Desenvolvem
Outros	215	382

Fonte: Produzida pelo autor com base em dados do IBGE, 2014.

3.2 Base Desidentificada do Cadastro Único

3.2.1 Painel 2014-2015

Para a construção do painel de curto prazo foram utilizados dados da base desidentificada do Cadastro Único de 2014 e 2015.

Em 2014, pela base do Cadastro Único, no Nordeste, são 1.793 municípios e 2.297.804 observações (famílias). O que resulta em, na média, 1.281,5 observações (famílias) por município.

Agrupando as observações a nível municipal, observamos na Tabela 2 as disparidades nas medidas de posição entre os municípios do grupo de tratamento e demais municípios do nordeste.

Tabela 2 - Diferença na renda per capita entre o grupo de tratamento e os demais municípios (2014)

Renda <i>per capita</i> (em R\$)	Grupo de tratamento	Demais municípios
Média	101,90	93,74
Mediana	86,42	81,84
Moda	<i>Não há</i>	86,00
Máxima	454,39	475,28
Mínima	13,69	2,44

Fonte:

Produzida

pelo autor com base em dados da base desidentificada do CadÚnico, 2014.

Como podemos ver, os municípios do grupo de tratamento, onde foram desenvolvidas ações direcionadas aos inscritos no Cadastro Único para promoção do microcrédito, possuíam em 2014 média, mediana e mínima superiores ao observado nos demais municípios.

Em 2015, pela base do Cadastro Único, são 2.156.509 observações (famílias) para 1.793 municípios, o que equivale a aproximadamente 1.202,7 observações (famílias) por município. Agregando a nível municipal, obtém-se as seguintes medidas de dispersão relativas à renda *per capita* (em R\$) dessas famílias:

Tabela 3 - Diferença na renda per capita entre o grupo de tratamento e os demais municípios (2015)

Renda <i>per capita</i> (em R\$)	Grupo de tratamento	Demais municípios
Média	149,34	139,92
Mediana	145,30	136,34
Moda	<i>Não há</i>	172,00
Máxima	286,82	348,74
Mínima	28,24	15,18

Fonte: Produzida pelo autor com base em dados da base desidentificada do CadÚnico, 2015.

Novamente observa-se que a renda per capita média, mediana e mínima é superior nos municípios do grupo de tratamento que nos demais. Além disso, com exceção da máxima, média, mediana e mínima cresceram nos dois grupos e, em particular, cresceram mais no grupo de tratamento. A média aumentou em R\$ 47,44 para os municípios do grupo de tratamento e em R\$ 46,18, R\$ 1,26 a menos, nos demais municípios. Similarmente, a mediana aumentou em R\$ 58,88 no grupo de tratamento e, R\$ 4,38 a menos, em R\$ 54,50 para os demais municípios. Por fim, a mínima cresceu R\$ 14,55 nos municípios do grupo de tratamento e R\$ 12,74 nos demais, uma diferença de R\$ 1,81. Nos próximos capítulos, aplicaremos modelos econométricos para verificar se essas diferenças se devem as ações desenvolvidas pelos governos municipais visando a promoção do microcrédito produtivo orientado junto aos inscritos no Cadastro Único.

Tabela 4 - Diferença na diferença na renda per capita entre o grupo de tratamento e os demais municípios (2014 x 2015)

Diferença entre 2014 e 2015 - renda <i>per capita</i> (em R\$)	Grupo de tratamento	Demais municípios	Diferença
Média	47,44	46,18	1,26
Mediana	58,88	54,50	4,38
Moda	-	86,00	-
Máxima	-167,57	-126,54	-41,03
Mínima	14,55	12,74	1,81

Fonte: Produzida pelo autor com base em dados da base desidentificada do CadÚnico, 2014-2015.

3.2.2 Painel 2014-2018

Em 2018, pela base do Cadastro Único, no Nordeste, são 1.793 municípios e 2.026.953 observações (famílias inscritas), o que equivale a aproximadamente 1.130,5 observações (famílias inscritas) por município.

Agregando a nível municipal, obtém-se as medidas de dispersão relativas à renda *per capita* (em R\$) dessas famílias apresentadas na Tabela 5.

Tabela 5 - Diferença na renda per capita entre o grupo de tratamento e os demais municípios (2018)

Renda <i>per capita</i> (em R\$)	Grupo de tratamento	Demais municípios
Média	210,11	203,61
Mediana	203,10	199,22
Moda	198,00	176,00
Máxima	432,34	459,30
Mínima	70,24	10,50

Fonte: Produzida pelo autor com base em dados da base desidentificada do CadÚnico, 2018.

Novamente, com exceção da máxima, os momentos registraram crescimento da renda per capita em ambos os grupos. Contudo, diferente do observado entre 2014 e 2015, esse crescimento entre 2014 e 2018 foi mal fora dos municípios do grupo de tratamento. Assim, a média aumentou em R\$ 108,21 no grupo de tratamento e aumentou em R\$ 109,87 nos demais municípios; aumentando nestes, portanto, R\$ 1,66 a mais. Similarmente, a mediana aumentou em R\$ 116,68 no grupo de tratamento e em R\$ 117,38 nos demais municípios; aumentando nestes, portanto, R\$ 00,70 a mais. Já a máxima diminuiu em ambos os grupos, mas mais (R\$ 6,07 a mais) no grupo de tratamento. Por fim, a mínima foi a única estatística onde os municípios do grupo de tratamento detiveram crescimento maior do que os demais, R\$ 56,55 ante R\$ 8,06.

Tabela 6 - Diferença na diferença na renda per capita entre o grupo de tratamento e os demais municípios (2014 x 2018)

Diferença entre 2014 e 2018 - renda <i>per capita</i> (em R\$)	Grupo de tratamento	Demais municípios	Diferença
Média	108,21	109,87	-1,66
Mediana	116,88	117,38	-0,70
Moda	-	90,00	-
Máxima	-22,05	-15,98	-6,07
Mínima	56,55	8,06	48,49

Fonte: Produzida pelo autor com base em dados da base desidentificada do CadÚnico, 2014-2018.

4 ANÁLISE ECONOMETRICA

4.1 Modelo Básico

Com o objetivo de identificar a existência de causalidade entre as ações realizadas em âmbito municipal para promoção do microcrédito produtivo orientado e as variações observadas na renda das famílias inscritas no Cadastro Único, foi empregada a técnica econométrica conhecida como “diferenças-em-diferenças” pela construção do seguinte modelo:

$$\begin{aligned} renda\ pc_{municipal} \\ = \beta_0 + \beta_1 * \delta_{2015} + \beta_2 * \delta_{2018} + (\beta_3 + \beta_4 * \delta_{2015} + \beta_5 * \delta_{2018}) \\ * acoes_{CadUnico} + u \quad (1) \end{aligned}$$

Onde:

A variável dependente ($renda\ pc_{municipal}$) é a renda per capita média, para um dado município do Nordeste, das famílias inscritas na base do Cadastro Único;

β_0 é o intercepto e equivale a renda per capita média, em 2014, daqueles municípios que não desenvolviam ações de promoção do microcrédito produtivo orientado com direcionamento para as famílias inscritas no Cadastro Único;

A variável exógena $acoes_{CadUnico}$ é uma dummy que indica se o município desenvolve ações de promoção do microcrédito produtivo orientado com direcionamento para as famílias inscritas no Cadastro Único, isto é, identifica se um município pertence ou não ao grupo de tratamento;

A variável δ_i é uma dummy de ano, onde i é igual a 2015 ou 2018;

O termo de erro é representado por u .

Aplicando o Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para o modelo acima, obtemos o resultado apresentado na Tabela 7.

Tabela 7 - Modelo Básico (nível)

Variável Dependente	$renda\ pc_{municipal}$	R quadrado	0.364
Modelo	MQO	R quadrado ajustado	0,364
Método	Mínimos Quadrados	Estatística F	615,4
No. Observações	5.378	Prob (estatística F)	0

Variável	coeficiente	desvio padrão	t	P> t	[0.025	0.975]
β_0	93,74	1,57	59,66	0,00	90,66	96,82

Variável	coeficiente	desvio padrão	t	P> t	[0.025	0.975]
$aco_{esCadUnico}$	8,17	3,52	2,32	0,02	1,28	15,06
δ_{2015}	46,18	2,22	20,79	0,00	41,83	50,54
$\delta_{2015} * aco_{esCadUnico}$	1,25	4,97	0,25	0,80	-8,49	11,00
δ_{2018}	109,87	2,22	49,46	0,00	105,52	114,23
$\delta_{2018} * aco_{esCadUnico}$	-1,66	4,97	-0,33	0,74	-11,40	8,09

Fonte: Produzida pelo autor.

Em um primeiro momento, deixando de lado qualquer consideração a respeito da significância estatística dos coeficientes e direcionando o olhar à análise de sinais, verifica-se que o coeficiente de interação entre a dummy de ação e a dummy do ano de 2015 é positivo, sugerindo que as ações desenvolvidas pelos municípios em 2014 surtiram efeito positivo na renda per capita das famílias pobres em 2015, ampliando em R\$ 1,25 sua renda per capita. Fazendo esse mesmo exercício para 2018, a sugestão é de que o desenvolvimento dessas mesmas ações contribuiu no longo prazo para um crescimento reduzido da renda per capita das famílias pobres residentes nos municípios do grupo de tratamento, que ficaram R\$ 1,66 *per capita* mais pobres que as famílias dos demais municípios. O efeito positivo do desenvolvimento de ações para promoção do microcrédito junto às famílias pobres seria, portanto, efêmero e, a longo prazo, contribuiria para seu empobrecimento relativo.

Procurando agora por causalidade, verificamos que não é possível atribuir às ações direcionadas às famílias do Cadastro Único e desenvolvidas em âmbito municipal para promoção do microcrédito produtivo significância estatística na renda *per capita*. Portanto, em 2015, conquanto a renda per capita das famílias inscritas no Cadastro Único tenha crescido mais nos municípios do grupo de tratamento que nos demais, não há evidência estatística de que isso possa ser atribuído às ações desenvolvidas para promoção do microcrédito. Por raciocínio similar, não podemos atribuir o crescimento inferior na renda, entre 2014 e 2018, nos municípios do grupo de tratamento a essas mesmas ações.

4.2 Especificação log-nível

Os resultados do modelo básico não se alteram substancialmente quando utilizamos o logaritmo da renda per capita municipal como variável dependente.

Tabela 8 - Modelo Básico (log-nível)

Variável Dependente	$\log(renda_{pc_{municipal}})$	R quadrado	0,392
Modelo	MQO	R quadrado ajustado	0,392
Método	Mínimos Quadrados	Estatística F	693,1

No. Observações	5.378 Prob (estatística F)					0
Variável	Coefficiente	desvio padrão	T	P> t	[0.025	0.975]
β_0	4,38	0,01	371,1	0,00	4,35	4,40
$aco_{esCadUnico}$	0,10	0,03	3,66	0,00	0,05	0,15
δ_{2015}	0,49	0,02	29,53	0,00	0,46	0,53
$\delta_{2015} * aco_{esCadUnico}$	-0,02	0,04	-0,46	0,65	-0,09	0,06
δ_{2018}	0,88	0,02	52,96	0,00	0,85	0,92
$\delta_{2018} * aco_{esCadUnico}$	-0,05	0,04	-1,39	0,17	-0,13	0,02

Fonte: Produzida pelo autor.

Observe, contudo, pela Tabela 8, que o p-valor para a variável de interação entre a *dummy* de ano igual a 2018 e a variável de inclusão no grupo de tratamento diminuiu consideravelmente (de 0,74 para 0,17), ficando abaixo da significância estatística a 20%.

Além desta melhora relativa no p-valor, observe que a regressão da variável dependente em logaritmo deu maior poder ao R^2 e a estatística F. Por tais motivos, nas próximas especificações, utilizaremos somente a forma em log.

4.3 Especificação com a inclusão de uma variável de alfabetização

É possível que, ao decidirem desenvolver ações de promoção do microcrédito, os governos municipais levem em consideração o grau de instrução de seu público-alvo. Isso porque, se a liderança municipal entender que os custos dispendidos na produção e transferência de informações, inerente ao processo de promoção do microcrédito, não terão como contrapartida a absorção e entendimento pelo grupo a quem elas foram direcionadas, então, é razoável supor que não incorrerá em tais custos. Como um menor grau de instrução também influencia no crescimento da renda per capita - tanto porque a fecundidade é maior entre as famílias menos instruídas, que desconhecem ou não têm acesso a métodos contraceptivos, como porque uma menor dotação de capital humano impacta negativamente o acesso ao mercado de trabalho e ao uso produtivo da terra-, é possível que municípios onde as famílias tenham menos instrução observem também menor crescimento da renda *per capita*. Desta forma, um maior crescimento da renda per capita poderia ser erroneamente atribuído ao desenvolvimento de ações para a promoção do microcrédito, sendo válido o contrário. Tendo isso em mente, foi desenvolvida a seguinte especificação ao modelo básico com a variável dependente em logaritmo com o objetivo de, ao introduzir uma variável capaz de mensurar o grau de instrução geral das famílias inscritas no Cadastro Único, residentes em dado município, ficasse controlado os efeitos deste possível viés de seleção:

$$\begin{aligned}
& \log(\text{renda } pc_{\text{municipal}}) \\
&= \beta_0 + \beta_1 * \delta_{2015} + \beta_2 * \delta_{2018} + (\beta_3 + \beta_4 * \delta_{2015} + \beta_5 * \delta_{2018}) \\
& * \text{acoes}_{\text{CadUnico}} + (\beta_6 + \beta_7 * \delta_{2015} + \beta_8 * \delta_{2018}) * \log(\text{alfabetizado}) \\
& + u \quad (2)
\end{aligned}$$

Onde:

A variável exógena *alfabetizado* representa o grau de alfabetização médio das famílias residentes em dado município e as demais variáveis são as mesmas do modelo básico. Os valores para a variável *alfabetizado* foram obtidos pela média municipal de uma variável *dummy* que, na base do Cadastro Único, indica se o indivíduo sabe ler.

Os resultados desta regressão são exibidos na Tabela 9.

Tabela 9 - Especificação com inclusão de uma variável de alfabetização

Variável Dependente	$\log(\text{renda } pc_{\text{municipal}})$	R quadrado	0,404
Modelo	MQO	R quadrado ajustado	0,403
Método	Mínimos Quadrados	Estatística F	454,1
No. Observações	5.378	Prob (estatística F)	0

Variável	coeficiente	desvio padrão	t	P> t	[0.025	0.975]
β_0	4,56	0,05	99,31	0,00	4,47	4,65
$\text{acoes}_{\text{CadUnico}}$	0,10	0,03	3,67	0,00	0,05	0,15
δ_{2015}	0,62	0,07	9,38	0,00	0,49	0,75
$\delta_{2015} * \text{acoes}_{\text{CadUnico}}$	-0,02	0,04	-0,50	0,62	-0,09	0,05
δ_{2018}	1,00	0,07	15,11	0,00	0,87	1,13
$\delta_{2018} * \text{acoes}_{\text{CadUnico}}$	-0,06	0,04	-1,54	0,13	-0,13	0,02
$\log(\text{alfabetizado})$	0,60	0,15	4,08	0,00	0,31	0,89
$\log(\text{alfabetizado}) * \delta_{2015}$	0,37	0,21	1,79	0,07	-0,04	0,78
$\log(\text{alfabetizado}) * \delta_{2018}$	0,26	0,20	1,32	0,19	-0,13	0,65

Fonte: Produzida pelo autor.

Observa-se que, com a introdução da variável de alfabetização, o p-valor para a variável de interação entre a *dummy* de ano igual a 2018 e a *dummy* de inclusão no grupo de tratamento tem ligeira queda (0,13 ante 0,17, no modelo básico log-nível), o que novamente corrobora, agora com significância estatística de 15%, com o argumento dos efeitos nocivos do microcrédito no longo prazo.

A mesma regressão para a equação 2 foi realizada com uma ligeira modificação, na qual considerou-se uma construção alternativa para a variável *alfabetizado*. Inicialmente foram calculadas as médias municipais para as observações individuais da *dummy* que determina se o indivíduo sabe ler ou não. Em seguida, foi computada a mediana das médias municipais. Por fim, municípios cuja média das observações individuais é superior ou igual a esta mediana receberam valor 1 para uma *dummy* que foi apelidada *alfabetizado_alt* e 0, caso contrário. Os resultados, apresentados na Tabela 10, não diferiram substancialmente.

Tabela 10 - Especificação com inclusão de variável alternativa de alfabetização

Variável Dependente	$\log(renda\ pc_{municipal})$	R quadrado	0,399				
Modelo	MQO		R quadrado ajustado	0,398			
Método	Mínimos Quadrados		Estatística F	444,8			
No. Observações	5.378		Prob (estatística F)	0			

Variável	coeficiente	desvio padrão	t	P> t	[0.025	0.975]
β_0	4,35	0,02	249,60	0,00	4,32	4,38
$aco_{esCadUnico}$	0,10	0,03	3,69	0,00	0,05	0,15
δ_{2015}	0,46	0,02	19,54	0,00	0,42	0,51
$\delta_{2015} * aco_{esCadUnico}$	-0,02	0,04	-0,50	0,62	-0,09	0,05
δ_{2018}	0,87	0,02	38,74	0,00	0,83	0,92
$\delta_{2018} * aco_{esCadUnico}$	-0,06	0,04	-1,54	0,12	-0,13	0,02
<i>alfabetizado_alt</i>	0,05	0,02	2,14	0,03	0,00	0,09
<i>alfabetizado</i> _{alt} * δ_{2015}	0,07	0,03	2,20	0,03	0,01	0,13
<i>alfabetizado</i> _{alt} * δ_{2018}	0,06	0,03	2,05	0,04	0,00	0,12

Fonte: Produzida pelo autor.

4.4 Especificação Litoral-Semiárido

É senso comum que a economia do Nordeste é particularmente influenciada pelas suas características geográficas. A seca ainda é um dos principais determinantes das possibilidades de prosperidade econômica. O Nordeste, contudo, não é único. Grosso-modo, a divisão litoral-semiárido expõe essa realidade. O litoral, pela proximidade com o mar, possui um regime de chuvas particular, com precipitação superior a observada no semiárido. É no litoral, pelo modo mesmo como deu-se o povoamento da região, que a população se concentra; basta notar que das nove capitais nordestina, Teresina, no Piauí, é a única localizada no interior.

Levando as observações do parágrafo anterior em consideração, ao modelo básico foi acrescentada duas *dummy*. A *dummy* litoral assume o valor 1 se o município estiver localizado

no litoral nordestino (para esta classificação foi utilizada a lista de municípios defrontantes com o mar do IBGE) e zero, caso contrário. Similarmente, a *dummy* semiárido assume valor 1 para os municípios localizados no semiárido nordestino (foi utilizada a lista de municípios do semiárido do IBGE) ou zero, caso contrário. Atente-se que a união dessas duas *dummies* não contempla a totalidade dos municípios nordestinos, uma vez que há municípios que não estão localizados nem no litoral nem no semiárido. O modelo estimado, portanto, foi o seguinte:

$$\begin{aligned} \log(\text{renda } pc_{municipal}) &= \beta_0 + \beta_1 * \delta_{2015} + \beta_2 * \delta_{2018} + (\beta_3 + \beta_4 * \delta_{2015} + \beta_5 * \delta_{2018}) \\ &* acoes_{CadUnico} + (1 + acoes_{CadUnico}) [(\beta_6 + \beta_7 * \delta_{2015} + \beta_8 * \delta_{2018}) \\ &* litoral + (\beta_9 + \beta_{10} * \delta_{2015} + \beta_{11} * \delta_{2018}) * semiarido] + u \quad (3) \end{aligned}$$

Tabela 11 – Especificação Litoral-Semiárido

Variável Dependente	$\log(\text{renda } pc_{municipal})$	R quadrado	0,413
Modelo	MQO	R quadrado ajustado	0,411
Método	Mínimos Quadrados	Estatística F	221,7
No. Observações	5.378	Prob (estatística F)	0

Variável	coeficiente	desvio padrão	T	P> t	[0.025	0.975]
β_0	4,25	0,02	219,83	0,00	4,21	4,29
$acoes_{CadUnico}$	0,04	0,05	0,77	0,44	-0,06	0,13
δ_{2015}	0,53	0,03	19,47	0,00	0,48	0,59
$\delta_{2015} * acoes_{CadUnico}$	0,01	0,07	0,21	0,83	-0,12	0,15
δ_{2018}	0,94	0,03	34,39	0,00	0,89	0,99
$\delta_{2018} * acoes_{CadUnico}$	0,03	0,07	0,38	0,71	-0,11	0,16
<i>litoral</i>	0,13	0,04	3,03	0,00	0,05	0,22
<i>litoral</i> $* acoes_{CadUnico}$	0,01	0,09	0,15	0,88	-0,17	0,20
<i>litoral</i> * δ_{2015}	-0,12	0,06	-1,93	0,05	-0,24	0,00
<i>litoral</i> $* acoes_{CadUnico} * \delta_{2015}$	-0,02	0,13	-0,15	0,88	-0,28	0,24
<i>litoral</i> * δ_{2018}	-0,14	0,06	-2,25	0,03	-0,26	-0,02
<i>litoral</i> $* acoes_{CadUnico} * \delta_{2018}$	-0,04	0,13	-0,28	0,78	-0,30	0,22
<i>semiarido</i>	0,21	0,03	8,40	0,00	0,16	0,25
<i>semiarido</i> $* acoes_{CadUnico}$	0,06	0,06	1,11	0,27	-0,05	0,18
<i>semiarido</i> * δ_{2015}	-0,05	0,04	-1,49	0,14	-0,12	0,02

Variável	coeficiente	desvio padrão	T	P> t	[0.025	0.975]
<i>semiarido</i> * <i>acoesCadUnico</i> * δ_{2015}	-0,04	0,08	-0,45	0,66	-0,19	0,12
<i>semiarido</i> * δ_{2018}	-0,08	0,04	-2,25	0,02	-0,15	-0,01
<i>semiarido</i> * <i>acoesCadUnico</i> * δ_{2018}	-0,10	0,08	-1,25	0,21	-0,26	0,06

Fonte: Produzida pelo autor.

Pela Tabela 11, quando direcionamos a atenção para as variáveis de interação entre as *dummies* geográficas e de ano e a *dummy* de inclusão no grupo de tratamento não são estatisticamente significativas. Feita essa ressalva, a análise de sinais sugere que as ações de promoção do microcrédito junto às famílias inscritas no Cadastro Único tiveram impacto negativo sobre a *renda per capita* tanto a curto quanto a longo prazo.

5 DISCUSSÃO

Pela análise descritiva (veja seção 3) verificamos disparidade nas medidas de posição da renda *per capita* das famílias inscritas no Cadastro Único e residentes nos municípios que desenvolveram ações, direcionadas a este grupo, para promover o microcrédito relativamente às famílias residentes nos demais municípios.

Com exceção da máxima e tanto para 2014, 2015 e 2018, todas as medidas de posição indicaram que as famílias inscritas no Cadastro Único e residentes nos municípios do grupo de tratamento detiveram renda *per capita* superior à renda *per capita* das famílias também inscritas no Cadastro Único, mas residentes em municípios onde não houve ações a elas direcionadas, por parte do governo municipal, visando a promoção do microcrédito.

Apesar de pequena, entre 2014 e 2015, vimos, pela Tabela 4, que a renda *per capita* média e mediana das famílias inscritas no Cadastro Único e residentes no grupo de tratamento cresceu mais do que das famílias inscritas no Cadastro Único, mas residentes nos demais municípios. Assim, entre 2014 e 2015, a diferença na diferença na renda *per capita* entre outros dois grupos foi de R\$ 1,26, na média, e R\$ 4,38, na mediana, favoravelmente ao primeiro grupo.

Contrariamente, entre 2014 e 2018, pela Tabela 6, a diferença na diferença na renda *per capita* das famílias inscritas no Cadastro Único residentes nos municípios do grupo de tratamento relativamente às residentes nos demais municípios, embora pequena, foi negativa em R\$ 1,66, na média, e R\$ 0,70, na mediana.

Fazendo uso exclusivo da análise descritiva, duas conclusões saltam aos olhos. A primeira delas diz respeito a diferença pequena na diferença, isto é, a magnitude do efeito do microcrédito sobre a renda. No melhor cenário, a curto prazo, o microcrédito promoveria um incremento inferior a R\$ 5,00 na renda *per capita* das famílias pobres. No pior cenário, a longo prazo, o microcrédito diminuiria a renda *per capita* em não mais que R\$ 2,00. Tal resultado parece reforçar o argumento desenvolvido por Boudreaux e Cowen (2008) de que o microcrédito possui efeito sobre a renda menor do que seria de se esperar. A segunda conclusão, por sua vez, trata do sinal. Como já observado, a curto prazo, o microcrédito teria efeito positivo sobre a renda *per capita* das famílias inscritas no Cadastro Único, mas, a longo prazo, efeito negativo. Tal conclusão reforça os argumentos de Bateman e Chang (2014) e Karnani (2009), que enxergam efeitos nocivos do microcrédito a longo prazo.

Mantendo ambas as conclusões em mente, foi realizada a análise econométrica da seção 4, servindo-se do estimador de diferença-em-diferenças para painel de curto prazo, 2014-2015, e longo prazo, 2014-2018, a fim de verificar se os resultados encontrados na análise descritiva se manteriam pela inferência de causalidade.

Inicialmente (veja seção 4.1) foi feita a regressão de um modelo básico, utilizando a renda *per capita* em nível e como variáveis independentes somente as *dummies* de ano, inclusão no grupo de tratamento e de interação ano-inclusão. O mesmo modelo básico foi regredido (veja seção 4.2), com única diferença que, então, o logaritmo da renda *per capita* foi utilizado como variável dependente. Pela melhora relativa no R^2 (0,36 para 0,39) e na estatística F (615,4 para 693,1), optou-se por utilizar nas demais especificações a variável dependente em sua forma logarítmica. Por ambos os modelos básicos, não foi possível identificar significância estatística nos coeficientes das *dummies* de interação a nível de significância inferior a 10%. Contudo, no modelo básico utilizando o logaritmo da renda *per capita* obtivemos um p-valor para a variável de interação entre a *dummy* de inclusão no grupo de tratamento e a *dummy* de ano igual a 2018, relativamente baixo, 0,17 frente a 0,74, no modelo básico com a variável dependente em nível. O p-valor da variável de interação entre a *dummy* de inclusão no grupo de tratamento e a *dummy* de ano igual a 2015, entretanto, não observou redução expressiva, 0,65, no modelo com a variável dependente em logaritmo, frente a 0,80, no modelo com a variável dependente em nível. Olhando para o sinal, no modelo com a variável dependente em nível, a interação entre a *dummy* de inclusão no grupo de tratamento e a *dummy* de ano igual a 2015 tem sinal positivo e a interação entre a *dummy* de inclusão e a de ano igual a 2018, negativo. Já no modelo com a variável dependente em logaritmo ambos os sinais são negativos. Em síntese, até o momento, não é possível afirmar que o desenvolvimento de ações direcionadas aos inscritos no Cadastro Único para a promoção do microcrédito tenham qualquer impacto, no curto, na renda *per capita* das famílias inscritas. No longo prazo, contudo, há mais evidências de um efeito negativo sobre a renda *per capita*. Suportam a última sentença: magnitude maior no longo prazo que no curto, sinal negativo no longo prazo em ambos os modelos, p-valor relativamente menor e estatisticamente significante a 20%. A Tabela 12 resume os valores comparados neste parágrafo.

Tabela 12 - Comparação Modelo Básico (nível) x Modelo Básico (log-nível)

Comparado	Modelo Básico (nível)		Modelo Básico (log-nível)	
	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo
Magnitude	1,25	-1,66 (Maior)	-0,02	-0,05 (Maior)
Sinal	Positivo	Negativo (=)	Negativo	Negativo (=)
P-valor	0,80	0,74	0,65	0,17 (significativo a 20%)

Fonte: Produzida pelo autor.

Na seção 4.3, o modelo básico (log-nível) foi modificado pela inclusão de uma variável de alfabetização. Foram testadas duas variáveis alternativas para alfabetização. Na primeira versão, onde a variável de alfabetização é o logaritmo da média municipal de uma *dummy* que determina se o indivíduo sabe ler ou não, observou-se redução do p-valor da interação entre a *dummy* de inclusão no grupo de tratamento e a *dummy* de ano igual a 2018. O p-valor foi de 0,17, no modelo básico (log-nível) para 0,13 (significância a 15%). O p-valor da interação entre a *dummy* de inclusão no grupo de tratamento e a *dummy* de ano igual a 2015 também observou redução, mas, ainda assim, manteve-se alto (de 0,65 caiu para 0,62). A magnitude do efeito de longo prazo continuou maior e inclusive aumentou. Ambos os efeitos de curto e longo prazo registram sinal negativo. Em síntese, reforçaram-se as evidências de um efeito negativo do microcrédito sobre a renda *per capita* das famílias inscritas no Cadastro Único no longo prazo sem que evidências de qualquer efeito do microcrédito no curto prazo. A Tabela 13 fornece um resumo do exposto neste parágrafo.

Tabela 13 – Comparação entre o Modelo Básico (log-nível) e o Modelo com Variável de Alfabetização I

Comparado	Modelo Básico (log-nível)		Modelo com Variável de Alfabetização I	
	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo
Magnitude	-0,02	-0,05 (Maior)	-0,02	-0,06 (Maior)
Sinal	Negativo	Negativo	Negativo	Negativo
P-valor	0,65	0,17 (significativo a 20%)	0,62	0,13 (significativo a 15%)

Fonte: Produzida pelo autor.

Na segunda versão, onde a variável de alfabetização é uma *dummy* que assume valor igual a um se a média municipal da *dummy* que determina se o indivíduo sabe ler ou não é maior que a mediana das médias municipais, o p-valor para o efeito de longo prazo apresentou ligeira redução (de 0,13, na primeira versão da variável de alfabetização, para 0,12, na segunda). Os demais resultados não se alteraram. Mais uma vez, reforçaram-se as evidências de um efeito negativo do microcrédito sobre a renda *per capita* das famílias inscritas no Cadastro Único no longo prazo sem que evidências de qualquer efeito do microcrédito no curto prazo. A Tabela 14 apresenta um resumo do que foi dito neste parágrafo.

Tabela 14 - Comparação entre os Modelos com Variável de Alfabetização

Comparado	Modelo com Variável de Alfabetização I		Modelo com Variável de Alfabetização II	
	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo
Magnitude	-0,02	-0,06 (Maior)	-0,02	-0,06 (Maior)
Sinal	Negativo	Negativo	Negativo	Negativo
P-valor	0,62	0,13 (significativo a 15%)	0,62	0,12 (significativo a 15%)

Fonte: Produzida pelo autor.

Na seção 4.4, duas *dummies* geográficas (litoral e semiárido) foram acrescentadas ao modelo log-nível (seção 4.2) com o objetivo de verificar se os resultados se modificariam substancialmente uma vez segregados os municípios em grupos mais homogêneos. Pela Tabela 15, nenhum dos modelos identificou um impacto de curto prazo estatisticamente significativo das ações desenvolvidas para promoção do microcrédito na renda *per capita* das famílias inscritas no Cadastro Único.

No longo prazo, o modelo básico, como já mencionado, identifica um impacto negativo estatisticamente significativo a 20% e com magnitude de 0,05 (em módulo). Deslocando o olhar para o modelo com *dummies* geográficas, no litoral o efeito também é negativo e com magnitude de 0,04 (em módulo); porém, sem significância estatística, vide p-valor extremamente elevado. Já no semiárido, o efeito é negativo e com magnitude equivalente ao dobro do observado no modelo básico, isto é, para todos os municípios sem distinção geográfica. Além disso, para o coeficiente de longo prazo para os municípios do semiárido possui p-valor bastante próximo a 0,2.

Tabela 15 - Comparação entre o Modelo Básico (log-nível) e o Modelo com Inclusão de *Dummies* Geográficas.

Compa- rado	Modelo Básico (log-nível)		Modelo com inclusão de <i>dummies</i> geográficas.					
	Curto Prazo	Longo Prazo	Litoral		Semiárido		Resto (nem litoral, nem semiárido)	
	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo	Curto Prazo	Longo Prazo
Magni- tude	-0,02	-0,05 (Maior)	-0,02	-0,04 (Maior)	-0,04	-0,10 (Maior)	0,01	0,03 (Maior)
Sinal	Negati- vo	Negati- vo	Negati- vo	Negati- vo	Negati- vo	Negati- vo	Positivo	Positivo
P-valor	0,65	0,17	0,88	0,78	0,66	0,21	0,83	0,71

Fonte: Produzida pelo autor.

6 CONCLUSÕES

6 CONCLUSÕES

O desenvolvimento de ações para promoção do microcrédito produtivo orientado com fins a combater a pobreza e fomentar a renda dos mais pobres foi celebrado (RAMESH, 2006) e criticado. Vimos que para Boudreaux e Cowen (2008) o efeito do microcrédito sobre a renda dos mais pobres era possivelmente menor do que o esperado e que para Karnani (2009) a promoção do microcrédito é agenda pouco efetiva e potencialmente nociva aos mais pobres, já que simplifica o combate à pobreza, livrando o Estado de desenvolver uma atuação mais contínua e intensiva. Para Bateman e Chang (2014) o microcrédito é potencialmente nocivo no longo prazo, uma vez que daria sobrevida aos empreendimentos ineficientes e informais às expensas do desenvolvimento de setores competitivos. Partindo para os estudos empíricos, vimos que: (i) Angelucci, Karlan e Zinman (2015) olhando o México, não encontram evidências de impacto significativo de uma expansão do microcrédito no empreendedorismo e na renda, dentro outros indicadores socioeconômicos; (ii) Attanasio *et al.* (2015), olhando a Mongólia, não encontram resultados significativos na redução da pobreza; (iii) Banerjee *et al.* (2015) olhando Haiderabade, cidade na Índia, não identificam mudanças significativas em indicadores de saúde e educação ou aumento no consumo e (iv) Banerjee, Karlan e Zinman (2015) comparando seis estudos diferentes, observam efeito positivo mas pequeno e incapaz de promover mudanças substanciais e duradouras na renda dos tomadores de empréstimos. Na contramão, vimos que: (i) Chowdhury, Ghosh e Wright (2005), em estudo realizado para o Bangladesh, encontraram efeito positivo do microcrédito sobre a renda dos mais pobres com impacto significativo ao longo de seis anos; (ii) Banerjee *et al.* (2019) encontram evidências favoráveis de que o microcrédito é um instrumento efetivo na performance de microempreendedores de baixa renda que já possuíam negócios antes de contraírem o empréstimo e (iii) Kaboski e Townsend (2012) encontram efeitos positivos do microcrédito sobre o consumo, o investimento agrícola e o crescimento da renda na Tailândia.

Meager (2019) preocupando-se com a validação externa dos diferentes estudos ligados ao tema, utiliza modelos hierárquicos bayesianos sob evidências encontradas em sete estudos. A autora observa que o efeito do microcrédito no consumo e em micro empreendimentos é geralmente pequeno e incerto, com média/alta chance de ser nulo e Jahiruddin *et al.* (2011), cientes da divergência quanto ao efeito da agenda de microcrédito sobre a renda dos mais pobres, procuraram as circunstâncias que colaborariam para o sucesso desta estratégia e concluíram que maiores eram as chances de falha quando há atrasos no investimento realizado

pelo tomador do empréstimo, quando o crédito é utilizado para lidar com uma emergência inicial ou para gastos domésticos.

Direcionando o olhar para o Brasil, Guedes, Almeida e Siqueira (2021) encontraram um impacto significativo e positivo do microcrédito sobre a agropecuária, mas não foram capazes de identificar efeitos estatisticamente significativos para a atividade agrícola. Sendo a agricultura familiar/de subsistência fonte importante na formação da renda das famílias mais pobres do Nordeste, esta última conclusão mostrou-se particularmente preocupante. Ainda no caso brasileiro, Soares, Barreto e Azevedo (2011) procuraram identificar as circunstâncias que melhorariam as chances de sucesso do microcrédito. Os autores identificaram que as chances de sucesso estavam relacionadas a dotação de capital humano e de recursos produtivos detidos pelo tomador do empréstimo, o que pode ser preocupante uma vez que quanto mais pobre a família menor sua dotação de capital humano e recursos produtivos e, portanto, maior a chance de “fracasso”, i.e., inadimplência e empobrecimento.

Na medida em que intenciona contribuir para a literatura supracitada, este trabalho objetivou identificar o impacto sobre a renda *per capita* das famílias inscritas no Cadastro Único induzido por ações desenvolvidas por municípios do Nordeste brasileiro para promoção do microcrédito e orientadas para este grupo.

Para tanto, foram utilizadas as bases desidentificadas do Cadastro Único relativas aos anos de 2014, 2015 e 2018 e o suplemento da Pesquisa de Informações Básicas Municipais (MUNIC) de 2014 – Inclusão Produtiva, do IBGE. Esta última servindo para criação do grupo de tratamento, do qual fez parte aqueles municípios que, localizados no Nordeste, desenvolveram ações para promoção do microcrédito orientadas para os inscritos no Cadastro Único e do grupo de controle os demais municípios do Nordeste, quer não desenvolvam ações para a promoção do microcrédito, quer as desenvolvam, mas sem orientá-las para os inscritos no Cadastro Único. As três primeiras fornecendo a variável dependente (renda *per capita* média municipal das famílias inscritas no Cadastro Único) e as variáveis explicativas independentes de alfabetização utilizadas em uma das especificações dada ao modelo. Por fim, os municípios foram segregados pela introdução de duas *dummies* geográficas (litoral e semiárido) com o intuito de verificar se os resultados obtidos sofreriam alterações significativas em grupos de municípios mais homogêneos. Isso foi feito com a utilização de duas listas fornecidas pelo IBGE, a lista de “Municípios defronte com o mar” e a “Lista de municípios do Semiárido”.

A análise descritiva realizada sobre os dados mostrou que os inscritos no Cadastro Único foi o segundo grupo mais priorizado pelos governos municípios para direcionamento de ações objetivando a promoção do microcrédito produtivo orientado. Também foi observado que para

todos os anos considerados as famílias inscritas no Cadastro Único e residentes nos municípios do grupo de tratamento detiveram renda *per capita* média, mediana e mínima superior ao das famílias inscritas no Cadastro Único, mas residentes em municípios fora do grupo de tratamento. Além disso, verificou-se que a média e a mediana da renda *per capita* cresceu entre 2014 e 2015 mais nos municípios do grupo de tratamento que nos demais e que, entre 2014 e 2018, deu-se o inverso, isto é, caiu mais nos municípios do grupo de tratamento que nos demais. Isso parece condizente com o argumento de efeito nocivo do microcrédito no longo prazo apontados por Karnani (2009), dentre outros.

A análise econométrica, servindo-se do estimador de “diferenças-em-diferenças” e de painéis municipais de curto (2014-2015) e longo prazo (2014-2018), construídos a partir das bases do Cadastro Único, procurou identificar causalidade entre as ações desenvolvidas pelos municípios e a variação observada na renda *per capita*.

Inicialmente foi regredido modelo básico, tomando a renda *per capita* em nível como variável dependente e tendo como variáveis dependentes somente a *dummy* de inclusão no grupo de tratamento, as *dummies* de ano e suas interações. Por este modelo, não se observou significância estatística a curto ou a longo prazo das ações de promoção do microcrédito sobre a renda *per capita*. Olhando para o sinal, no curto prazo, o efeito seria positivo e, no longo prazo, negativo, quando assumiria inclusiva magnitude maior.

Em seguida, foi regredida uma especificação ao modelo básico, mas agora considerando por efeitos não lineares, isto é, tomando o logaritmo da renda *per capita* como variável dependente. Por este modelo, obtivemos estatística F e R^2 superiores, o que fez com que a variável dependente, nas próximas especificações, fosse utilizada em sua forma logarítmica. Pelo modelo básico (log-nível), não foi identificado efeito estatisticamente significativa a curto prazo (painel 2014-2015), no entanto, observou-se mudança no sinal, isto é, o efeito de curto prazo das ações de promoção do microcrédito sobre a renda *per capita* também passou a ser negativo. Já no longo prazo, o modelo log-nível identificou significância estatística a 20%, reportando um efeito negativo e inclusive maior do que de curto prazo.

Levando em conta o fato de que o grau de alfabetização dos inscritos no Cadastro Único pode influir tanto na sua renda *per capita* quanto na decisão do governo municipal em desenvolver ações para promoção do microcrédito que lhes sejam orientadas, foi incluída no modelo básico (log-nível) uma variável de escolaridade em duas versões alternativas. Tal inclusão não modificou o resultado obtido no curto prazo, conquanto magnitude e sinais tenham permanecido os mesmos, o impacto continuou não significativo estatisticamente. Não podendo, portanto, ser atribuído um efeito claro do microcrédito sobre a renda *per capita* no curto prazo.

No longo prazo, a inclusão da variável de educação ampliou ligeiramente a magnitude do coeficiente e manteve seu sinal negativo em paralelo a uma redução do p-valor (de 0,17 para 0,12), fazendo com que o impacto do microcrédito atingisse significância a 15%.

Uma última especificação foi testada com a inclusão de *dummies* geográficas que dividiram os municípios entre litorâneos, localizados no semiárido e resto. Isso foi feito com o objetivo de verificar se os resultados modificar-se-iam substancialmente uma vez segregados os municípios em grupos mais homogêneos. Feita a ressalva de não foi obtida significância estatística -embora o coeficiente para o efeito de longo prazo nos municípios do semiárido tenha registrado p-valor igual a 0,21-, tanto no litoral quanto no semiárido o desenvolvimento de ações para promoção do microcrédito mostrou-se nociva para a renda *per capita* dos inscritos no Cadastro Único, i.e., sinal negativo. Sendo a afirmativa anterior válida no curto e longo prazo, mas com especial intensidade neste, o dobro ou mais.

Os resultados encontrados condizem com os argumentos desenvolvidos por parte da literatura que debate o uso da agenda de microcrédito como instrumento de política pública para redução da pobreza. Este estudo fornece evidências empíricas de que a longo prazo o desenvolvimento de ações de promoção do microcrédito pode ser nocivo aos mais pobres, i.e., pode empobrecê-los ainda mais. No curto prazo, um ano após a ação, os modelos aqui desenvolvidos apresentam coeficiente negativo e de magnitude menor do que a longo prazo, mas não estatisticamente significativos.

Em particular, os resultados fortalecem os argumentos desenvolvidos por Karnani (2009) e Bateman e Chang (2014), que defendiam um efeito pequeno e efêmero do microcrédito, aquém do esperado sobre a renda dos mais pobres. Além disso, os resultados são consoantes com aqueles obtidos por Angelucci, Karlan e Zinman (2015), Attanasio et al. (2015), Banerjee, Karlan e Zinman (2015) e Meager (2019), dentre outros.

Críticas podem, não desprovidas de razão, ser feitas ao trabalho aqui desenvolvido. Para começar, nenhum dos coeficientes de interesse apresentou significância estatística a 5%, tido como ideal. Não se pode negar, entretanto, que sinais, magnitude e p-valores encontrados penderam a balança mais para o lado que se opõe ao microcrédito. A constatação de ausência de significância estatística para o efeito de curto prazo e a existência de significância (embora a 15%) para efeito negativo de longo prazo parece bem aderente aos argumentos desenvolvidos por Karnani (2009). Dito isso, para mais perto chegarmos de entendimento nesta questão, urge o levantamento de novas evidências capazes de em conjunto e coordenadas refutar ou dar força ao que aqui foi desenvolvido e ao que a literatura ligada ao tema já há longo tempo vem discutindo. É este o convite que este estudo deixa.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ANGELUCCI, M.; KARLAN, D.; ZINMAN, J. Impactos del microcrédito: Evidencia de un Experimento de Ubicación de un Programa de Microcrédito Aleatorio de Compartamos Banco. **Trabajo Economía Americana**, v. 7, n. 1, p. 151–182, 2015.

ATTANASIO, O. *et al.* The impacts of microfinance: Evidence from joint-liability lending in Mongolia. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 7, n. 1, p. 90–122, 2015.

BANERJEE, A. *et al.* The miracle of microfinance? Evidence from a randomized evaluation. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 7, n. 1, p. 22–53, 2015.

BANERJEE, A.; KARLAN, D.; ZINMAN, J. Six randomized evaluations of microcredit: Introduction and further steps. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 7, n. 1, p. 1–21, 2015.

BANERJEE, A. V. *et al.* Can Microfinance Unlock a Poverty Trap for Some Entrepreneurs? **SSRN Electronic Journal**, 2019.

BATEMAN, M.; CHANG, H.-J. The Microfinance Illusion. **SSRN Electronic Journal**, 2014.

BOUDREAUX, K.; COWEN, T. The Micromagic of Microcredit. **The Wilson Quarterly**, v. 32, n. 1, p. 27–31, 2008.

BRASIL, 2006. Lei Complementar 123, de 14 de dezembro de 2006. Institui o Estatuto Nacional da Microempresa e da Empresa de Pequeno Porte. **Diário Oficial da União**. Brasília, 14 dez. 2006.

CHAVAN, P. R. . Micro-Credit and Rural Poverty: An Analysis of Empirical Evidence. **Economic and Political Weekly**. v. 37, n. 10, p. 955–965, 2002.

CHOWDHURY, M. J. A.; GHOSH, D.; WRIGHT, R. E. The impact of micro-credit on poverty: Evidence from Bangladesh. **Progress in Development Studies**, v. 5, n. 4, p. 298–309, 2005.

FALLAH, M. P. *et al.* Quantifying Poverty as a Driver of Ebola Transmission. **PLoS Neglected Tropical Diseases**, v. 9, n. 12, p. 1–9, 2015.

GUEDES, I. A.; ALMEIDA, A. T. C.; SIQUEIRA, L. B. O. DE. Efeitos do microcrédito rural sobre a produção agropecuária na região Nordeste: evidências do Programa Agroamigo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 59, n. 1, p. 1–19, 2021.

HARRISON, C. A.; TAREN, D. How poverty affects diet to shape the microbiota and chronic disease. **Nature Reviews Immunology**, v. 18, n. 4, p. 279–287, 2018.

HILL, M. S.; SANDFORT, J. R. Effects of childhood poverty on productivity later in life: Implications for public policy. **Children and Youth Services Review**, v. 17, n. 1–2, p. 91–126, 1995.

JAHIRUDDIN, A. T. M. *et al.* Le microcrédit peut-il aggraver la pauvreté? Quelques cas de pauvreté exacerbée au Bangladesh. **Development in Practice**, v. 21, n. 8, p. 1109–1121, 2011.

KABOSKI, J. P.; TOWNSEND, R. M. American Economic Association The Impact of Credit on Village Economies. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 4, n. 2, p. 98–133, 2012.

KARNANI, A. Romanticising the Poor Harms the Poor. **Journal of International Development**, v. 21, n. 1, p. 76–86, 2009.

MEAGER, R. Understanding the average impact of microcredit expansions: A bayesian hierarchical analysis of seven randomized experiments. **American Economic Journal: Applied Economics**, v. 11, n. 1, p. 57–91, 2019.

MINISTÉRIO DA ECONOMIA/BANCO CENTRAL DO BRASIL (Brasil). Conselho Monetário Nacional. Resolução nº 4.854, de 24 de setembro de 2020. Dispõe sobre as operações de microcrédito, inclusive as de microcrédito produtivo orientado, realizadas pelas instituições financeiras e sobre o direcionamento de recursos para essas operações. **Diário Oficial da União**, Brasília, v. 186, n. 1, 28 set. 2020. Disponível em: <https://www.in.gov.br/en/web/dou/-/resolucao-cmn-n-4.854-de-24-de-setembro-de-2020-279789078>. Acesso em: 27 nov. 2021.

POVEDA, A. C. Economic Development, Inequality and Poverty: An Analysis of Urban Violence in Colombia. **Oxford Development Studies**, v. 39, n. 4, p. 453–468, 2011.

RAMESH, R. Banker to the world 's poor wins Nobel peace prize. **The Guardian**, 2006.

SOARES, R. B.; BARRETO, F. A.; AZEVEDO, M. T. Condicionantes da saída da pobreza com microcrédito: o caso dos clientes do Crediamigo. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 41, n. 1, p. 119–142, 2011.