

## Uma avaliação dos impactos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste na agricultura familiar

Márcio Bruno Ribeiro<sup>1</sup> 

<sup>1</sup> Técnico de Planejamento e Pesquisa, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA. E-mail: marcio.ribeiro@ipea.gov.br

### RESUMO

Os recursos do Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste (FNE) têm participação relevante no financiamento da agricultura familiar em sua área de atuação. Neste contexto, este trabalho avalia empiricamente os impactos dos empréstimos do FNE destinados ao Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF). A partir dos dados desses empréstimos para os anos de 2012 a 2016, de indicadores do emprego e da produção em 2017, e de variáveis características dos estabelecimentos, foi utilizada a metodologia do escore de propensão generalizado com estimativas de funções dose-resposta, tendo como unidades de análise os municípios que receberam empréstimos. Os resultados indicaram efeitos marginais positivos e significativos para uma faixa intermediária de valores, nas localidades que receberam em média entre R\$ 0,75 mil e R\$ 1,75 mil por estabelecimento de agricultura familiar ao ano (valores de 2017), sugerindo a existência de níveis mínimo, máximo e ótimo para a intensidade média dos financiamentos.

### PALAVRAS-CHAVE

Fundo Constitucional de Financiamento do Nordeste, Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar, função dose-resposta

### An assessment of the impacts of the Northeast Constitutional Financial Fund on family farming

#### ABSTRACT

The Northeast Constitutional Financial Fund (FNE) has a significant share in financing family farming in Brazil's Northeast region. In this context, this paper attempts to evaluate empirically the impacts of loans from the FNE to the National Program for Strengthening Family Agriculture (PRONAF). Based on data of these loans for the years 2012 to 2016, employment and production indicators in 2017, and a set of characteristic covariates of these establishments, we estimated generalized propensity score and dose-response functions taking municipalities that received FNE loans as units of analysis. Our results indicated positive and statistically significant marginal effects within a range of intermediate values, in municipalities receiving around R\$ 0,75 thousand e R\$ 1,75 thousand per establishment per year, which suggest the existence of minimum, maximum and optimal levels for the average intensity of FNE loans.

#### KEYWORDS

Northeast Constitutional Financial Fund, National Program for Strengthening Family Agriculture, dose-response function

### CLASSIFICAÇÃO JEL

R58, R51, C52

## 1. Introdução

Com os objetivos de reduzir as desigualdades inter-regionais e promover o desenvolvimento local pelo fomento de atividades produtivas, os Fundos Constitucionais de Financiamento do Norte (FNO), do Nordeste (FNE) e do Centro Oeste (FCO) foram previstos na Constituição Federal de 1988 e posteriormente instituídos pela Lei nº 7.827/1989. Seus recursos têm como fonte principal a parcela de 3% das arrecadações do Imposto sobre Produtos Industrializados e do Imposto de Renda. O FNE recebe 60% desse montante e concede financiamentos em praticamente todos os municípios do Nordeste e nas localidades da região Sudeste que pertencem à área de abrangência da Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE). Em comparação ao mercado de crédito bancário, os empréstimos dos Fundos Constitucionais têm sido concedidos em condições mais favoráveis em termos de juros, prazos e carência, com ênfase em micro e pequenos produtores.

Desde a segunda metade dos anos 1990, os recursos dos Fundos Constitucionais têm financiado uma parcela dos empréstimos do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (PRONAF) em suas respectivas regiões. O PRONAF foi inicialmente instituído pela Resolução do Banco Central do Brasil nº 2.191/1995 com a finalidade de estabelecer uma linha de crédito específica para os pequenos produtores rurais, que até então disputavam em desvantagem os recursos de financiamento disponíveis com grandes agricultores. Assim como no caso dos Fundos, o PRONAF visa fornecer créditos de custeio e investimento de forma mais acessível e com custos menores em relação aos praticados no mercado bancário. Segundo CASTRO et al. (2014), uma das principais características desses empréstimos que contribuiu para o fortalecimento do segmento foi a taxa de juros subsidiada, ao permitir que mesmo produtores com baixo retorno econômico pudessem ter acesso ao crédito.

Ao longo das duas últimas décadas, os Fundos Constitucionais estiveram entre as principais fontes de financiamento do PRONAF em suas regiões de atuação, com destaque especial para o FNE. Segundo os dados referentes ao crédito rural no Brasil, divulgados pelo Banco Central, o FNE respondeu por mais de 70% do total de contratos e mais de 55% dos valores totais financiados pelo PRONAF no Nordeste entre 2002 e 2011. Essas participações se elevaram para 88,5% dos contratos e 68,8% dos valores nos anos de 2012 a 2016, consolidando-o como o principal financiador da agricultura familiar na região.

Cabe também considerar a importância do segmento familiar para a agricultura nordestina. Segundo os dados do Censo Agropecuário de 2017 (Agropecuário (2017)), dos 3.897.408 estabelecimentos de agricultura familiar existentes no Brasil, 1.838.846 (o equivalente a 47,2%) estavam no Nordeste. Esses estabelecimentos foram responsáveis por 29,6% do valor da produção e 73,8% do pessoal ocupado no setor agropecuário da região, com participações superiores aos totais verificados para o país, de 23% e 67% respectivamente.

A literatura empírica recente que avaliou os impactos do PRONAF tem se utilizado de distintas metodologias de identificação causal, com a maioria das evidências indicando efeitos positivos sobre a produção e a produtividade rural. É o caso, por exemplo, dos trabalhos de CASTRO et al. (2014), que utilizaram dados de painel para distintas escalas de análise nas regiões brasileiras, Araújo et al. (2020), que compararam a renda e a produtividade entre pequenos produtores rurais beneficiários e não beneficiários do PRONAF com o uso do pareamento por escore de propensão (PSM), e de Guedes et al. (2021), que avaliaram os impactos nos municípios nordestinos atendidos pelo programa de microcrédito Agroamigo com o emprego das diferenças em diferenças.

De forma análoga, a literatura sobre a avaliação dos impactos dos Fundos Constitucionais também tem utilizado diferentes metodologias e verificado efeitos positivos sobre o emprego e a produção. Como exemplos, temos os trabalhos de Silva et al. (2009), que atestaram os efeitos do FNE sobre o aumento dos postos de trabalho no nível das empresas formalizadas, de Mendes Resende et al. (2018), que verificaram efeitos diretos e de transbordamentos para a vizinhança dos empréstimos dos três fundos sobre o crescimento do PIB *per capita* nos municípios e microrregiões, e de Da Mata e Resende (2020), que avaliaram o crescimento da renda municipal e setorial em um grupo de municípios nordestinos incorporados na área do semiárido a partir de 2005.

Mesmo em vista de uma relativa diversidade de análises e evidências empíricas, ainda há uma lacuna na literatura quanto aos possíveis efeitos dos Fundos Constitucionais na agricultura familiar. Em especial, na região Nordeste, devido à importância relativa do segmento familiar no setor agropecuário e do FNE como sua principal fonte de financiamento. Neste contexto, o presente trabalho busca avaliar empiricamente os impactos dos empréstimos do FNE destinados ao financiamento do PRONAF (FNE-PRONAF) nos municípios da sua área de atuação. Além dos dados desses empréstimos para os anos de 2012 a 2016, foram utilizados indicadores do emprego e da produção da agricultura familiar e um conjunto de variáveis características desses estabelecimentos em cada município, obtidos a partir das informações disponibilizadas nos Censos Agropecuários de 2006 e 2017.

A metodologia utilizada envolve as estimativas do escore de propensão generalizado e de funções dose-resposta, tendo sido inicialmente proposta em Hirano e Imbens (2004) e posteriormente aprimorada pela incorporação de modelos lineares generalizados e modelos semiparamétricos. Sua aplicação permite comparar unidades de análise com características observáveis semelhantes, mas submetidas a distintas intensidades de tratamento. Neste cenário de quase-experimento, torna-se possível estimar as variações nas médias dos indicadores de emprego e produção da agricultura familiar segundo a intensidade do financiamento do FNE-PRONAF nos municípios. Além disso, a metodologia possibilita avaliar os efeitos de incrementos marginais dos empréstimos nas variações das médias dos indicadores, o que permite inferir sobre a

existência de níveis mínimo, máximo e ótimo para as intensidades de financiamento.

Os resultados obtidos nas estimativas das funções dose-resposta para as pessoas ocupadas e o valor da produção por estabelecimento em 2017 indicaram retornos decrescentes para a intensidade média dos financiamentos do FNE-PRONAF no período 2012-2016. Seus efeitos marginais se mostraram positivos e estatisticamente significativos para uma faixa intermediária de valores, nas localidades que receberam em média entre R\$ 0,75 mil e R\$ 1,75 mil por estabelecimento de agricultura familiar ao ano (valores de 2017), o que sugere a existência de níveis mínimo, máximo e ótimo para a intensidade média dos financiamentos.

O trabalho está organizado em seis seções, sendo a primeira esta introdução. A segunda faz uma breve análise sobre a participação dos Fundos Constitucionais no crédito rural e no PRONAF nos anos de 2002 a 2016, evidenciando o protagonismo do FNE na região Nordeste. A terceira seção apresenta uma revisão da literatura empírica e identifica uma lacuna para a avaliação proposta, enquanto a quarta descreve a metodologia e os dados estatísticos utilizados. A quinta seção apresenta os resultados empíricos e a última é destinada às considerações finais.

## **2. Breve análise das participações dos Fundos Constitucionais no crédito rural e no PRONAF**

Os dados referentes ao crédito rural, divulgados periodicamente em meio eletrônico pelo Banco Central do Brasil<sup>1</sup>, permitem identificar as principais instituições e os instrumentos que financiaram o setor agropecuário brasileiro, com a possível desagregação por localidades e programas. A partir dessas informações, é possível verificar as participações dos Fundos Constitucionais no total do crédito rural e do PRONAF. Para fins de análise e de coincidência com o período temporal da avaliação proposta, os dados apresentados a seguir foram agregados em três períodos de cinco anos: 2002 a 2006; 2007 a 2011 (anteriores à avaliação); e 2012 a 2016 (período da avaliação).

A Tabela 1 apresenta os dados dos financiamentos do crédito rural por fontes e total. Ao longo do horizonte temporal considerado, foram concedidos em torno de R\$ 1,8 trilhões (valores de 2017) de empréstimos ao setor rural, em 37,8 milhões de contratos. Entre os três períodos analisados, os anos de 2012 a 2016 registraram o maior volume de empréstimos (R\$ 836,2 bilhões, o equivalente a 46,3% do total) e a menor quantidade de contratos (11,9 milhões, ou 31,5% do total). Esse último período foi caracterizado por aumentos significativos dos recursos provenientes do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES) e da Poupança Rural, uma

<sup>1</sup>Esses dados foram coletados na página do Banco Central, nos seguintes endereços: i) [https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/anuario\\_estat\\_credrural](https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/anuario_estat_credrural); e ii) <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/micrrural>. Acesso em julho de 2024.

das principais fontes de financiamento do setor junto com os Recursos Obrigatórios. Além disso, outras fontes como o Instrumento Híbrido de Capital e Dívida e a Letra de Crédito do Agronegócio (contabilizados na linha Demais fontes) ganharam algum protagonismo no último período. No horizonte considerado, os Fundos Constitucionais tiveram uma participação significativa e crescente em relação ao número de contratos, atingindo 37,1% do total no último período. Contudo, como o valor médio dos seus empréstimos ao setor agropecuário é relativamente baixo, sua participação em relação ao total dos recursos financeiros foi inferior a 8% nos três períodos.

Na Tabela 2 são apresentados os dados referentes aos financiamentos do PRONAF, que constituem uma parcela do crédito rural. Tais empréstimos corresponderam a R\$ 252 bilhões (valores de 2017) e 24,7 milhões de contratos no horizonte temporal considerado, o equivalente a 14% dos valores e 65,2% dos contratos do crédito rural. No decorrer dos três períodos, é possível observar um aumento dos valores e dos contratos tanto em termos absolutos como em relação ao crédito rural, o que indica uma maior alocação dos recursos do setor no segmento da agricultura familiar. A Poupança Rural foi a maior fonte de financiamento em termos de valores nos dois últimos períodos. Os Fundos Constitucionais tiveram a maior participação no número de contratos, acima de 40% nos dois primeiros períodos e próxima de 50% entre 2012 e 2016. Em termos de volume financeiro, os fundos foram a segunda maior fonte, com participações entre 16,5% e 18,5% do total.

A Tabela 4 apresenta as participações percentuais do PRONAF no crédito rural em termos totais (Brasil) e desagregadas por regiões geográficas. Na evolução do total, é possível verificar novamente a maior alocação dos recursos no segmento da agricultura familiar ao longo do tempo, como inferido a partir dos totais de valores e contratos das Tabelas 1 e 2. As informações por região indicam que o PRONAF respondeu por mais de 50% dos contratos do crédito rural durante grande parte do período. A única exceção é no Centro Oeste, que também apresentou as menores participações em termos de valores (próximas de 5%). As regiões Nordeste e Norte apresentaram as maiores participações do PRONAF em termos de contratos e de valores nos últimos dois períodos, com números superiores às participações para o Brasil.

**Tabela 1.** Financiamentos do crédito rural por fontes e total no período 2002-2016.

Fontes	2002 a 2006		2007 a 2011		2012 a 2016	
	Contratos (mil)	Valor (R\$ milhões 2017)	Contratos (mil)	Valor (R\$ milhões 2017)	Contratos (mil)	Valor (R\$ milhões 2017)
BNDES-FINAME	288,6	34.538,03	153,8	37.401,16	448,6	88.804,41
Fundo de Amparo ao Trabalhador	3.254,4	28.103,01	529,3	9.998,2	139,6	3.421,70
Fundos Constitucionais (% do total)	3.615,4 (27,1%)	28.183,13 (7,5%)	3.791,5 (30,2%)	46.572,4 (7,8%)	4.427,1 (37,1%)	58.672,21 (7,0%)
Poupança Rural	789,2	83.994,33	3.602,5	158.979,42	3.908,8	276.983,68
Recursos Obrigatórios	2.716,1	161.913,46	3.204,6	289.471,92	2.178,0	314.212,80
Tesouro Nacional	1.868,0	8.085,37	796,1	2.626,02	104,1	801,98
Demais	798,8	30.873,33	482,6	49.265,24	726,7	93.278,94
<b>Total</b>	<b>13.330,6</b>	<b>375.690,66</b>	<b>12.560,3</b>	<b>594.314,37</b>	<b>11.932,9</b>	<b>836.175,73</b>

**Tabela 2.** Financiamentos do PRONAF por fontes e total no período 2002-2016.

Fontes	2002 a 2006		2007 a 2011		2012 a 2016	
	Contratos (mil)	Valor (R\$ milhões 2017)	Contratos (mil)	Valor (R\$ milhões 2017)	Contratos (mil)	Valor (R\$ milhões 2017)
Fundo de Amparo ao Trabalhador	3.142,9	23.154,23	525,6	9.822,6	139,5	3.416,74
Fundos Constitucionais (% do total)	3.191,5 (40,2%)	8.427,58 (17,9%)	3.482,1 (41,9%)	15.551,16 (18,5%)	4.173,2 (49,4%)	19.948,10 (16,5%)
Poupança Rural	10,4	96,81	2.853,6	41.384,11	2.838,3	63.427,65
Recursos Obrigatórios	588,3	7.281,34	963,1	15.093,49	751,9	19.168,79
Tesouro Nacional	856,7	6.846,43	458,5	2.019,12	96,8	787,63
Demais	148,8	1.373,86	21,4	328,98	441,4	13.870,78
<b>Total</b>	<b>7.938,7</b>	<b>47.180,25</b>	<b>8.304,4</b>	<b>84.199,46</b>	<b>8.441,1</b>	<b>120.599,36</b>

**Tabela 3.** Financiamentos do PRONAF por fontes e total na região Nordeste no período 2002-2016.

Fontes	2002 a 2006		2007 a 2011		2012 a 2016	
	Contratos (mil)	Valor (R\$ milhões 2017)	Contratos (mil)	Valor (R\$ milhões 2017)	Contratos (mil)	Valor (R\$ milhões 2017)
Fundo de Amparo ao Trabalhador	778,8	2.915,60	103,4	543,45	0,2	2,70
FNE (% do total)	2.813,9 (72,6%)	5.431,46 (57,1%)	2.714,4 (77,0%)	7.242,07 (61,7%)	3.472,9 (88,5%)	11.460,90 (68,8%)
Poupança Rural	1,2	7,14	434,3	2.765,46	368,4	4.407,03
Recursos Obrigatórios	18,5	204,10	68,6	652,9	21,4	280,01
Tesouro Nacional	264,3	954,05	202,9	532,73	32,5	109,63
Demais	0,0	0,31	0,0	0,00	31,0	409,63
<b>Total</b>	<b>3.876,7</b>	<b>9.512,65</b>	<b>3.523,6</b>	<b>11.736,69</b>	<b>3.926,4</b>	<b>16.669,91</b>

Fonte dos dados: Banco Central do Brasil.

**Tabela 4.** Participação percentual do PRONAF no crédito rural por regiões e total no período 2002-2016.

Regiões	2002 a 2006		2007 a 2011		2012 a 2016	
	Contratos	Valor	Contratos	Valor	Contratos	Valor
Norte	43,8%	21,2%	76,6%	30,0%	70,2%	23,6%
Nordeste	78,9%	32,6%	87,4%	23,5%	94,6%	24,8%
Centro Oeste	37,6%	4,7%	38,9%	5,7%	31,8%	4,6%
Sudeste	51,4%	8,4%	55,4%	9,7%	56,4%	10,4%
Sul	49,1%	15,1%	56,3%	18,6%	62,2%	19,8%
<b>Total (Brasil)</b>	<b>59,6%</b>	<b>12,7%</b>	<b>66,1%</b>	<b>14,2%</b>	<b>70,7%</b>	<b>14,4%</b>

Fonte dos dados: Banco Central do Brasil.

Na Tabela 3 são apresentados os dados das fontes de financiamento do PRONAF no Nordeste. Os números apontam o FNE como a principal fonte na região em termos de contratos e valores nos três períodos considerados. O FNE respondeu por mais de 70% do total de contratos e mais de 55% dos valores totais financiados nos dois primeiros períodos. Nos anos de 2012 a 2016, essas participações se elevaram para 88,5% do total dos contratos e 68,8% dos valores totais emprestados.

Em síntese, as informações analisadas indicaram participações significativas dos Fundos Constitucionais nos contratos de financiamento rural, com percentuais acima de 35% do total e próxima a 50% para o PRONAF entre os anos de 2012 e 2016. Ao longo do período 2002-2016, foi possível verificar uma maior alocação dos recursos do crédito rural no segmento da agricultura familiar, com destaque para as regiões Norte e Nordeste. Nesta última, o FNE se consolidou como a principal fonte de financiamento do PRONAF, com elevadas e crescentes participações nos totais dos contratos e dos valores.

### 3. Revisão da literatura empírica

A literatura empírica que avaliou os impactos dos financiamentos do PRONAF e dos Fundos Constitucionais tem se utilizado de distintas escalas de análise e metodologias de identificação causal. A seguir, são revisados os trabalhos mais recentes com ênfase nas metodologias empregadas, iniciando-se pelas avaliações do PRONAF.

CASTRO et al. (2014) utilizaram modelos de dados em painel com efeitos fixos na avaliação dos impactos do PRONAF entre 2000 e 2010 em distintas escalas (municipal, micro e mesorregional) para as cinco regiões geográficas brasileiras. Os resultados indicaram efeitos positivos e estatisticamente significativos dos volumes dos empréstimos sobre o crescimento do PIB agropecuário e do PIB *per capita* em todas as escalas analisadas nas regiões Nordeste, Sudeste e Sul, que concentraram no período a maioria dos recursos e dos beneficiários do programa.

Garcias e Kassouf (2016) avaliaram o impacto do acesso ao crédito rural sobre a produtividade por área e a produtividade do trabalho nos municípios das cinco regiões brasileiras. Com base no método do pareamento por escore de propensão (conhecido

na literatura pela sigla PSM), aplicado aos dados do Censo Agropecuário de 2006, os autores compararam as localidades cuja maioria dos estabelecimentos familiares receberam crédito com aquelas relativamente mais restritas. Os resultados apontaram que os efeitos médios diferem segundo a região e os níveis de comercialização das mercadorias dos agricultores familiares. No caso do Nordeste, não foram evidenciados impactos significativos sobre a produtividade dos municípios com maior acesso ao crédito, mesmo naqueles em que os agricultores familiares comercializavam a maioria da produção.

Maia et al. (2020) também utilizaram o método PSM aplicado aos microdados do Censo Agropecuário de 2006 para avaliar os impactos do acesso ao PRONAF sobre o valor da produção nos estabelecimentos familiares das cinco regiões brasileiras. Os resultados indicaram efeitos médios positivos e significativos no valor da produção dos estabelecimentos beneficiários em todas as regiões, sendo relativamente maiores no Nordeste e Sudeste, e menores na região Norte.

Também com base no método PSM, Araújo et al. (2020) avaliaram os impactos sobre a renda e a produtividade por hectare ao confrontar os dados estatísticos da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2014 referentes a pequenos produtores rurais beneficiários e não beneficiários do PRONAF. Os resultados mostraram efeitos médios positivos e significativos do acesso ao programa sobre a renda e a produtividade dos beneficiários.

Araujo e Vieira Filho (2018) avaliaram os impactos das quantidades e dos valores dos contratos do PRONAF entre 2007 e 2016 nos estados brasileiros a partir dos resultados de funções de resposta a impulso, obtidas pela estimativa de modelos de vetores autorregressivos em painel. Os resultados indicaram impactos significativos apenas no caso de choques positivos no volume do crédito destinado a pecuária, com respostas positivas de um período no valor da produção animal e na quantidade de bovinos.

Guedes et al. (2021) avaliaram os impactos do microcrédito rural sobre o valor da produção agropecuária dos municípios nordestinos atendidos pelo Agroamigo, programa do BNB criado em 2005 para atender ao público de uma das linhas de financiamento do PRONAF. Os autores utilizaram o método das diferenças em diferenças para um modelo de painel com efeitos fixos formado por 1.791 municípios no período de 2003 a 2015. Os resultados apontaram efeitos positivos e significativos apenas sobre o valor da produção pecuária, decorrentes do volume de empréstimos e nas localidades com pelo menos sete anos de exposição ao programa.

De forma análoga, os trabalhos que avaliaram os Fundos Constitucionais buscaram inferir sobre seus impactos no emprego e na produção com base em distintas metodologias e escalas de análise.

No nível das empresas formalizadas, Silva et al. (2009) e Soares et al. (2009) utilizaram o método PSM aplicado aos microdados da Relação Anual de Informações Sociais

(RAIS) do início dos anos 2000, evidenciando efeitos médios positivos do acesso ao FNE sobre a variação do emprego, com ausência de impactos significativos na variação do salário médio. Em estudo análogo para o período 2000-2010, que buscou maior controle para a heterogeneidade não observável entre empresas formais ao desagregar as estimativas por finalidade do crédito, tamanho do empreendimento e setor, Daniel e Braga (2020) evidenciaram efeitos positivos do acesso ao FNO sobre o estoque de empregos (em diversas desagregações) e sobre os salários médios apenas no caso das firmas do setor secundário. Já Oliveira et al. (2018) utilizaram os métodos PSM e do escore de propensão generalizado para avaliar os efeitos médios e heterogêneos do programa FCO Empresarial sobre empresas formais do estado de Goiás em três intervalos do período 2004-2011. Os resultados indicaram efeitos médios positivos e significativos dos empréstimos sobre as variações do emprego e do salário médio no período 2004-2008. Apesar desses efeitos variarem com a magnitude do financiamento, seus efeitos marginais não se mostraram significativos.

Dois estudos realizados nas escalas dos municípios e das microrregiões, a partir da estimativa de modelos de dados em painel, avaliaram possíveis diferenciações dos impactos dos volumes dos empréstimos dos Fundos Constitucionais no crescimento econômico segundo o grau de desenvolvimento local. Linhares et al. (2014) evidenciaram impactos positivos do FNE sobre o crescimento médio do PIB *per capita* entre 2002 e 2008 nos municípios com estágio intermediário de desenvolvimento, onde predominavam localidades classificadas como estagnadas, dinâmicas ou de baixa renda segundo a tipologia atribuída pela PNDR. Mendes Resende et al. (2018) utilizaram um painel com interações espaciais para investigar os impactos dos empréstimos conjuntos dos três fundos sobre o crescimento do PIB *per capita* municipal e microrregional no período 1999-2011. Os resultados apontaram impactos positivos diretos e efeitos de transbordamentos para a vizinhança nas localidades dinâmicas ou de baixa renda.

Dois estudos recentes foram motivados por alterações na legislação referente a duas áreas de atuação específica do FNE, buscando avaliar os impactos de mudanças consideradas exógenas em termos metodológicos. Da Mata e Resende (2020) utilizaram a análise por diferenças em diferenças para um grupo de 102 municípios da região Nordeste incorporados na área do semiárido a partir de 2005. Os resultados para o período 2000-2010 apontaram um aumento considerável no número de operações de crédito *per capita* nessas localidades, destinadas em grande parte aos pequenos produtores de gado, mas sem evidências de impactos significativos sobre o crescimento do produto no nível municipal ou por desagregação setorial. de Oliveira e Neto (2021) exploraram a descontinuidade espacial existente entre os municípios de Minas Gerais e Espírito Santo que têm acesso aos recursos do FNE por pertencerem à área de abrangência da SUDENE e as demais localidades desses dois estados. Ao restringir a análise para o grupo de 72 municípios que ingressou nessa área em 1998, não foram evidenciados desempenhos diferenciados no ano de 2010 em relação ao PIB *per capita*, às contratações de trabalhadores ou ao grau de informalidade da mão de obra.

Em síntese, a maioria dos estudos revisados evidenciou efeitos positivos e estatisticamente significativos dos empréstimos do PRONAF e dos Fundos Constitucionais sobre indicadores de produção, produtividade e emprego. Como tais evidências foram obtidas para distintas escalas de análise e com o uso de diferentes metodologias, pode-se dizer que esses resultados se complementam. Contudo, ainda há uma lacuna na literatura quanto aos possíveis efeitos dos Fundos Constitucionais sobre o segmento da agricultura familiar. Em especial, para o caso do FNE, que tem sido a sua principal fonte de financiamento na Região Nordeste.

Em termos das metodologias utilizadas e suas potencialidades, o método PSM foi empregado em grande parte das avaliações (sete dos quatorze estudos citados). Contudo, este permite apenas uma inferência do efeito médio de um tratamento sobre o desempenho das unidades beneficiadas, a partir de uma comparação dicotômica entre tratados e não tratados. Ainda que alguns dos estudos revisados tenham evidenciado a heterogeneidade dos impactos do financiamento pelo emprego dos modelos de dados em painel, ainda há espaço para investigações adicionais desse aspecto. Em particular, pelas estimativas do escore de propensão generalizado e função dose-resposta, método utilizado apenas em Oliveira et al. (2018), que permitem avaliar os efeitos de distintas intensidades de tratamento sobre os indicadores de desempenho em um cenário de quase-experimento (com o controle do viés de seleção).

A seção seguinte descreve a metodologia e os dados estatísticos utilizados no presente trabalho.

#### 4. Metodologia e dados estatísticos

Entre os métodos disponíveis na literatura para avaliação do impacto de um tratamento, a estimativa da função dose-resposta tem como principal característica a possibilidade de comparar os resultados médios de unidades tratadas semelhantes, mas submetidas a distintas intensidades. A semelhança entre as unidades tratadas é considerada a partir de um conjunto de covariáveis observáveis, sendo medida pelo escore de propensão generalizado (GPS na sigla original, referente ao termo em inglês). O GPS foi definido em Hirano e Imbens (2004) como a distribuição de probabilidade da variável de tratamento condicionada a um conjunto de covariáveis, sendo utilizado na generalização do método PSM<sup>2</sup> para os casos em que o tratamento é contínuo.

Neste cenário de quase-experimento, é possível inferir sobre os efeitos heterogêneos de um tratamento a partir da estimativa da variação do valor médio do resultado segundo a intensidade do tratamento. Além disso, o cálculo da primeira derivada da função dose-resposta possibilita avaliar os efeitos de incrementos marginais do

---

<sup>2</sup>Em síntese, no método não experimental do PSM, observa-se inicialmente os conjuntos de unidades tratadas e não tratadas. A estimativa do resultado contrafactual (i.e. qual seria o resultado das tratadas na ausência do tratamento) é obtida a partir de um subconjunto das unidades não tratadas que se mostrem semelhantes às tratadas em relação a um grupo de covariáveis. O escore de propensão é utilizado como medida dessa semelhança. O artigo seminal da literatura sobre o PSM é Rosenbaum e Rubin (1983)

tratamento nas variações do valor médio do resultado, o que permite inferir sobre a existência de níveis mínimo, máximo e ótimo para as intensidades de tratamento.

No contexto de um tratamento contínuo, Hirano e Imbens (2004) propuseram extensões da hipótese de ignorabilidade e da propriedade de equilíbrio do escore de propensão que caracterizam o método PSM. Para a primeira extensão, admite-se que os distintos resultados potenciais independem de cada valor do tratamento quando condicionados ao conjunto de covariáveis que compõem o GPS, hipótese que é conhecida como ignorabilidade fraca<sup>3</sup>. Na extensão da propriedade de equilíbrio, como uma implicação da definição do GPS, as distribuições das covariáveis em cada estrato do mesmo independem da intensidade do tratamento<sup>4</sup>. Assim, como decorrência dessas extensões, Hirano e Imbens (2004) argumentam que o GPS pode ser utilizado em análises empíricas no sentido de minimizar os vieses associados a diferenças nos valores das covariáveis de unidades tratadas, contribuindo para uma estimativa mais robusta da função dose-resposta.

A partir de uma amostra de dados sobre os resultados ( $Y_i$ ), as intensidades do tratamento ( $T_i$ ) e o vetor de covariáveis ( $X_i$ ) de cada unidade observada  $i = 1, \dots, N$ , o procedimento prático para a estimativa da função dose-resposta pode ser dividido em três etapas. Na primeira, estima-se o GPS  $R_i$  admitindo uma distribuição de probabilidade contínua para  $T_i$  condicionada às covariáveis  $X_i$ , sendo também verificada a propriedade de equilíbrio das covariáveis em distintos intervalos de valores (estratos) do GPS. Na segunda etapa, é estimada a expectativa condicional do resultado como uma função flexível da intensidade de tratamento e do GPS estimado na etapa anterior, que pode ser representada por  $E[Y_i | T_i, \widehat{R}_i]$ . Por fim, a função dose-resposta média para cada nível de tratamento  $t$ , representada por  $\mu(t) = E[Y(t) | t, \widehat{r}(t, X_i)]$ , é obtida a partir do cálculo da média do GPS avaliado em cada nível  $t$ .

Em Hirano e Imbens (2004), foram adotados a distribuição normal para a estimativa do GPS na primeira etapa e um modelo paramétrico com termos quadráticos e de interação entre  $T_i$  e  $\widehat{R}_i$  na segunda etapa. Posteriormente, em trabalho que avaliou os efeitos de um programa de treinamento profissionalizante para jovens americanos, Flores et al. (2012) incorporaram algumas flexibilizações nas relações funcionais do GPS e da função dose-resposta no sentido de melhorar o ajuste dos modelos às características específicas dos dados. Assim, na estimativa do GPS, os autores empregaram o uso dos modelos lineares generalizados, inicialmente propostos em Nelder e Wedderburn (1972), o que permitiu acomodar diferentes distribuições de probabilidade para a variável de tratamento. Na etapa da estimativa de  $E[Y_i | T_i, \widehat{R}_i]$ , Flores et al. (2012) argumentam que uma má especificação paramétrica para  $T_i$  e  $\widehat{R}_i$  pode resultar numa remoção de viés inapropriada, o que tornaria os resultados da função dose-resposta

<sup>3</sup>Formalmente, sendo  $X$  o vetor das covariáveis,  $T$  o conjunto dos distintos valores do tratamento e  $Y(T)$  o resultado potencial, admite-se pela hipótese de ignorabilidade fraca (tradução para o termo em inglês *weak unconfoundedness*) que:  $Y(t) \perp T | X, \forall t \in T$ .

<sup>4</sup>Formalmente, sendo o GPS representado por  $r(T, X)$  e  $\mathbf{1}_{\{T=t\}}$  uma variável indicadora do tratamento  $t$ , teremos:  $X \perp \mathbf{1}_{\{T=t\}} | r(t, X)$ , para todo  $t \in T$ .

questionáveis. Dessa forma, propuseram o uso de estimadores semiparamétricos baseados no método kernel com o propósito de controlar para o GPS estimado de forma não paramétrica.

O presente trabalho utiliza a metodologia brevemente descrita para estimar os efeitos dos empréstimos do FNE destinados ao PRONAF (FNE-PRONAF) nos anos de 2012 a 2016 sobre indicadores de emprego e produção da agricultura familiar em 2017. Além das possibilidades de inferência mencionadas anteriormente, outra justificativa para a escolha do método está no fato que a imensa maioria das unidades de análise, i.e os municípios da região Nordeste e da área de abrangência da SUDENE, receberam distintos montantes de empréstimos do FNE-PRONAF no período em tela.

Foram utilizados como indicadores de resultado ( $Y_i$ ) o número de pessoas ocupadas e o valor da produção (em R\$ mil) em 2017 por município, ambos medidos em relação ao número de estabelecimentos de agricultura familiar no mesmo ano. A fonte dos dados desses indicadores é o Censo Agropecuário de 2017 (Agropecuário (2017)).

A variável de intensidade do tratamento ( $T_i$ ) por município foi medida pela razão entre o valor médio anual dos empréstimos do FNE-PRONAF entre 2012 e 2016 e o número de estabelecimentos de agricultura familiar em 2006. O numerador da razão foi calculado pela soma dos valores dos empréstimos no período (todos medidos em R\$ mil de 2017, utilizando como deflator o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo-IPCA) dividido pelo número de anos do período (cinco). A fonte dos dados dos empréstimos é o Banco do Nordeste (BNB), agente operador dos recursos do FNE<sup>5</sup>. A fonte dos dados do número de estabelecimentos de agricultura familiar em 2006 é o Censo Agropecuário do mesmo ano (de Geografia e Estatística-IBGE (2006)).

Como covariáveis ( $X_i$ ), buscou-se incluir aquelas que podem influenciar tanto a intensidade do tratamento como os indicadores de resultado nos municípios. Com base na literatura empírica revisada sobre o PRONAF, foram inicialmente consideradas variáveis que representam as características pessoais dos dirigentes dos estabelecimentos familiares quanto ao gênero, idade e grau de instrução (Garcias e Kassouf (2016); Maia et al. (2020)). Assim, a partir das informações disponibilizadas em de Geografia e Estatística-IBGE (2006), foram obtidos os seguintes percentuais para o ano de 2006: i) produtores homens na direção dos trabalhos; ii) produtores na direção dos trabalhos com idade entre 25 e menos de 55 anos; e iii) produtores na direção dos trabalhos que tinham ao menos o ensino médio ou 2º grau completo. Foram também consideradas variáveis que podem influenciar mais diretamente a obtenção de empréstimos dos Fundos Constitucionais nos municípios. No caso, o número de agências bancárias no município em dezembro de 2011, cuja fonte é a base ESTBAN do Banco Central

<sup>5</sup>Os dados foram obtidos a partir da agregação dos microdados das operações de empréstimo referentes ao FNE-PRONAF. Esses microdados não são públicos e foram disponibilizados pela Controladoria Geral da União (CGU) para subsidiar uma avaliação realizada no âmbito do Comitê de Monitoramento e Avaliação de Políticas Públicas (CMAP) em 2021. Por questão do compromisso de sigilo das informações individuais dos tomadores dos empréstimos, os dados foram analisados e divulgados apenas no formato agregado (por município).

do Brasil, e variáveis do tipo binária (dummy) que indicam as tipologias da PNDR estabelecidas em 2006 segundo o rendimento médio mensal por habitante e a variação do PIB *per capita* municipal (4 categorias: alta renda, baixa renda, dinâmica e estagnada), cuja fonte é o Ministério da Integração e Desenvolvimento Regional. Como covariáveis que podem influenciar os indicadores de resultado, foram considerados seus respectivos valores para o ano de 2006, cuja fonte é de Geografia e Estatística-IBGE (2006), e as coordenadas de latitude, longitude e altitude médias das sedes dos municípios, divulgadas pelo IBGE em 2011.

A Tabela 5 apresenta as estatísticas descritivas dos dados utilizados na avaliação. Observa-se que as médias do valor da produção e das pessoas ocupadas por estabelecimento em 2017 (indicadores de resultado) são inferiores às respectivas médias em 2006 (covariáveis). Algumas variáveis são caracterizadas pelo elevado desvio-padrão em relação à respectiva média, como é o caso da intensidade dos empréstimos do FNE-PRONAF (variável de tratamento), do valor da produção por estabelecimento em 2006 e do número de agências bancárias em 2011. As médias das covariáveis referentes às características dos dirigentes dos estabelecimentos de agricultura familiar em 2006 indicam um elevado percentual de dirigentes homens, faixa etária predominantemente entre 25 e 55 anos, e escolaridade inferior ao ensino médio completo. A classificação segundo a tipologia da PNDR em 2006 aponta a presença de poucos municípios de alta renda e uma divisão aproximadamente igual de municípios com perfis de baixa renda, dinâmicos e estagnados.

A Figura 1 apresenta a distribuição por quartis da variável intensidade dos empréstimos do FNE-PRONAF nos municípios das suas regiões de atuação. As localidades que receberam os maiores valores por estabelecimento no período (entre R\$ 2,05 mil e R\$ 128,78 mil, a preços de 2017) estão localizadas predominantemente no oeste e centro do Maranhão, no sudoeste e sudeste do Piauí, em grande parte do território do Rio Grande do Norte, no oeste da Paraíba e de Pernambuco, no litoral sul da Bahia e no noroeste de Minas Gerais. A distribuição sugere a presença de diversos agrupamentos de municípios com padrões semelhantes de empréstimos.

Visando identificar possíveis padrões nos municípios de cada quartil, a Tabela 6 apresenta as médias amostrais das variáveis em cada um deles. Em média, as localidades com as maiores intensidades de empréstimos (4º quartil) apresentaram os maiores indicadores de valor da produção e pessoas ocupadas em 2006 e 2017, os maiores percentuais de dirigentes homens e com o ensino médio completo em 2006, e são predominantemente classificadas como regiões dinâmicas segundo a PNDR. Além disso, uma desagregação do indicador do valor da produção em 2017 segundo dois tipos (agricultura e pecuária) aponta uma maior ênfase na produção animal.

## 5. Resultados empíricos

**Tabela 5.** Estatísticas descritivas.

Variável	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Unidade de análise: Município				
Valor da produção em 2017 (R\$ mil de 2017)/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2017	11,09	9,11	1,34	103,45
Pessoas ocupadas em 2017/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2017	2,58	0,59	0,76	5,98
Valor médio anual FNE-PRONAF 2012-2016 (R\$ mil de 2017)/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2006	1,81	3,43	0,004	128,78
Valor da produção em 2006 (R\$ mil de 2017)/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2006	14,37	44,28	0,55	1.528,67
Pessoas ocupadas em 2006/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2006	2,96	0,84	1,00	19,75
Percentual de dirigentes homens nos estabelec. de A. F. em 2006	84,30	7,49	27,16	100
Percentual de dirigentes dos estabelec. de A. F. em 2006 com idades entre 25 e menos de 55 anos	55,32	7,11	14,29	81,13
Percentual de dirigentes dos estabelec. de A. F. em 2006 que tinham pelo menos o ensino médio completo	5,69	5,33	0,00	63,64
Número de agências bancárias em dezembro de 2011	1,63	7,33	0	203
Municípios classificados como alta renda em 2006	0,02	0,15	0	1
Municípios classificados como baixa renda em 2006	0,30	0,46	0	1
Municípios classificados como dinâmicos em 2006	0,33	0,47	0	1
Municípios classificados como estagnados em 2006	0,34	0,48	0	1
Latitude da sede do município (graus)	-8,99	4,13	-19,54	-1,20
Longitude da sede do município (graus)	-39,85	3,14	-48,42	-32,44
Altitude da sede do município em relação ao nível do mar (metros)	301,46	240,23	0	1.268,06

Nota: Total de 1.979 observações. Dez municípios foram desconsiderados na análise devido à censura ou à ausência das informações sobre suas variáveis de resultado nos Censos Agropecuários, ou por não terem recebido empréstimos do FNE-PRONAF no período.

## 5.1 Especificação e estimativa do modelo para o GPS e verificação da propriedade de equilíbrio das covariáveis

Como a variável de tratamento é suposta contínua, foram inicialmente admitidas como possíveis candidatas às distribuições normal, gaussiana inversa e gamma, todas pertencentes à família exponencial. A distribuição que apresentou o melhor ajuste, com base no menor valor obtido para o critério de Akaike e maior valor para a função verossimilhança, foi a gamma<sup>6</sup>.

Além das possibilidades quanto à distribuição, os modelos lineares generalizados também admitem algumas funções monotônicas da variável dependente, como é o caso da transformação logarítmica. Assim, com o propósito de reduzir a variância e a assimetria presentes nas distribuições amostrais da variável de tratamento e das covariáveis referentes ao pessoal ocupado e ao valor da produção por estabelecimento em 2006, foram utilizados os logaritmos dessas. Ademais, para captar possíveis relações não lineares entre a variável de tratamento e essas duas covariáveis, foram incluídos na especificação os termos quadrático e cúbico dos logaritmos do pessoal ocupado e do valor da produção por estabelecimento em 2006<sup>7</sup>.

<sup>6</sup>A distribuição gamma pode ser caracterizada por dois parâmetros (forma e escala) e geralmente é assimétrica à direita. Para valores muito altos do parâmetro de forma, essa distribuição se aproxima da normal.

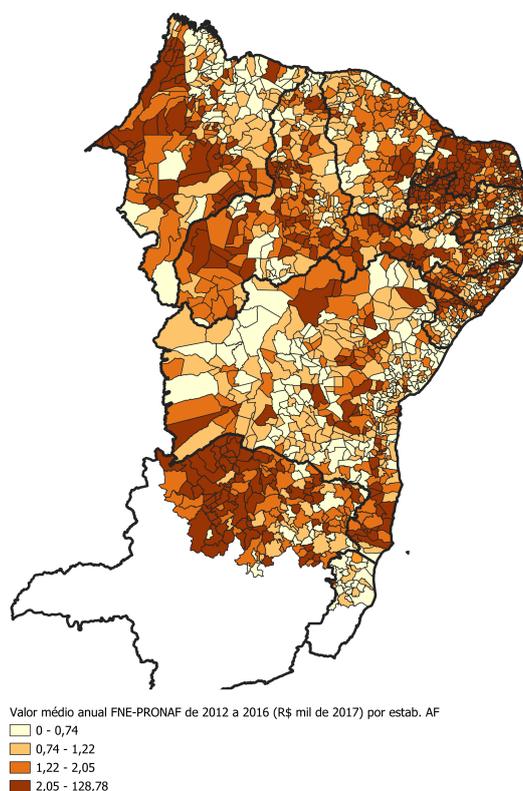
<sup>7</sup>Procedimento semelhante foi utilizado em Becker et al. (2012), que também avaliaram por meio da estimativa de funções dose-resposta os impactos das transferências provenientes de fundos regionais sobre o crescimento da renda *per capita* nas cidades europeias com até 800 mil habitantes.

**Tabela 6.** Médias das variáveis por quartis da intensidade dos empréstimos do FNE-PRONAF.

Variável	1º quartil	2º quartil	3º quartil	4º quartil
Valor da produção em 2017 (R\$ mil de 2017)/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2017	10,23	8,82	10,84	14,48
Valor da produção animal em 2017 (R\$ mil de 2017)/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2017	7,36	6,60	8,97	12,60
Valor da produção vegetal em 2017 (R\$ mil de 2017)/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2017	7,13	5,64	5,45	7,21
Pessoas ocupadas em 2017/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2017	2,54	2,53	2,56	2,69
Valor médio anual FNE-PRONAF 2012-2016 (R\$ mil de 2017)/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2006	0,47	0,98	1,65	4,12
Valor da produção em 2006 (R\$ mil de 2017)/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2006	12,10	10,41	14,04	20,93
Pessoas ocupadas em 2006/ Estabelecimentos de agricultura familiar em 2006	2,92	2,91	2,94	3,07
Percentual de dirigentes homens nos estabelec. de A. F. em 2006	81,29	83,87	85,05	86,99
Percentual de dirigentes dos estabelec. de A. F. em 2006 com idades entre 25 e menos de 55 anos	56,32	56,12	55,53	53,30
Percentual de dirigentes dos estabelec. de A. F. em 2006 que tinham pelo menos o ensino médio completo	5,64	4,77	5,44	6,91
Número de agências bancárias em dezembro de 2011	2,62	1,20	1,20	1,50
Municípios classificados como alta renda em 2006	0,04	0,01	0,01	0,03
Municípios classificados como baixa renda em 2006	0,34	0,33	0,29	0,24
Municípios classificados como dinâmicos em 2006	0,22	0,30	0,39	0,42
Municípios classificados como estagnados em 2006	0,39	0,36	0,31	0,31
Latitude da sede do município (graus)	-9,37	-9,14	-8,81	-8,65
Longitude da sede do município (graus)	-39,93	-39,91	-39,89	-39,67
Altitude da sede do município em relação ao nível do mar (metros)	276,12	349,63	303,61	276,59

Nota: Total de 1.979 observações. Na desagregação do valor da produção por estabelecimento em 2017 segundo o tipo (animal ou vegetal), doze municípios foram desconsiderados devido à censura ou à ausência das informações nos dados do Censo Agropecuário desse ano.

**Figura 1.** Distribuição por quartis da intensidade dos empréstimos do FNE-PRONAF nos municípios no período 2012-2016



Fontes dos dados: Banco do Nordeste e IBGE (2006).

A fim de evitar que os valores mais extremos da intensidade do tratamento possam influenciar os resultados da análise, foram retiradas da amostra as observações cujos valores se mostraram inferiores ao percentil 5% e superiores ao percentil 95% da distribuição inicial dessa variável.

Uma forma de verificar se a especificação do GPS estimado está adequada é pela investigação da propriedade de equilíbrio das suas covariáveis em distintos intervalos da variável de intensidade do tratamento após o ajuste pelo GPS. Para isso, foi utilizado o procedimento proposto em Hirano e Imbens (2004). Esse consiste em discretizar a amplitude de valores da intensidade do tratamento em  $k$  intervalos com números aproximadamente iguais de observações, sendo os escores GPS estimados (para todas as unidades da amostra) nas medianas de cada um desses intervalos e divididos em  $m$  estratos. Para cada estrato  $m$  do GPS no intervalo de tratamento  $k$ , é calculada a média de cada covariável, sendo comparada com as médias da respectiva covariável para as unidades que pertencem ao mesmo estrato  $m$  do GPS nos demais intervalos do tratamento. A estatística teste (com distribuição t de Student) para cada covariável em cada intervalo  $k$  é calculada por uma média ponderada das diferenças em relação às médias dos demais intervalos, considerando como peso relativo à proporção de

**Tabela 7.** Resultados da estimativa do modelo ajustado para o GPS

Método de estimação: máxima verossimilhança		
Função de distribuição admitida para a variável dependente: gamma		
Variável dependente: ln Valor médio anual FNE-PRONAF 2012-2016 por estabelec. de A.F. em 2006		
Amostra: 1.782 observações		
Covariável	Coefficiente	Erro-padrão
Constante	0,995***	0,386
Longitude	-0,011 **	0,005
Latitude	0,019***	0,004
<i>Dummy</i> Baixa Renda	-0,130***	0,034
ln Pessoas ocupadas por estabelec. de A.F. em 2006	-2,042**	0,849
(ln Pessoas ocupadas por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>2</sup>	1,843**	0,738
(ln Pessoas ocupadas por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>3</sup>	-0,483**	0,203
ln Valor da produção por estabelec. de A.F. em 2006	0,585***	0,148
(ln Valor da produção por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>2</sup>	-0,168***	0,058
(ln Valor da produção por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>3</sup>	0,017**	0,007
Perc. dirigentes com 25 a 55 anos nos estabelec. de A.F. em 2006	-0,014***	0,002

Notas: (1) \*\*\* e \*\* indicam significância estatística aos níveis de 1% e 5% respectivamente; (2) Erros-Padrão robustos.

unidades do estrato  $m$  que pertence a  $k$ <sup>8</sup>. Na presente análise, optou-se por discretizar a variável de intensidade do tratamento em 4 intervalos ( $k=4$  ou quartis) e os escores GPS estimados em 5 estratos ( $m=5$ ).

Optou-se também por manter na especificação do modelo apenas as covariáveis que se mostraram balanceadas após o ajuste pelo GPS, segundo os resultados dos testes da hipótese de igualdade das médias (equilíbrio) nos intervalos delimitados para a variável de tratamento.

A Tabela 7 apresenta os resultados obtidos com a estimativa do modelo para o GPS da intensidade dos empréstimos. Devido às evidências de desequilíbrios nos distintos intervalos da variável de tratamento mesmo após o ajuste pelo GPS, foram retiradas da especificação inicial as covariáveis referentes à altitude, às dummies das classificações dinâmica e estagnada (a classificação alta renda foi admitida como categoria de referência), ao número de agências bancárias, e aos percentuais de dirigentes homens e com ensino médio completo nos estabelecimentos de agricultura familiar. A especificação ajustada apresentou coeficientes significativos para todas as variáveis mantidas pelas evidências de balanceamento.

Os sinais dos coeficientes estimados das covariáveis sugerem que a intensidade média dos empréstimos do FNE no período 2012-2016 foi afetada negativamente pela posição longitudinal dos municípios, nas localidades classificadas como baixa renda, pelo número de pessoas ocupadas por estabelecimento em 2006 (termo linear negativo, mas com segunda derivada positiva) e pelo percentual de dirigentes de estabelecimento com idade entre 25 e 55 anos em 2006. As covariáveis da latitude e do valor da produção por estabelecimento em 2006 (termo linear positivo, mas com segunda derivada negativa) apresentaram coeficientes positivos. As magnitudes dos coeficientes

<sup>8</sup>Para uma descrição detalhada e aplicação prática desse procedimento, ver Bia e Mattei (2008).

estimados indicam, por exemplo, que a intensidade média dos empréstimos tem elasticidade superior a -1 em relação às pessoas ocupadas por estabelecimento e inferior a 1 em relação ao valor da produção por estabelecimento. Além disso, os sinais dos termos quadráticos dessas duas variáveis apontam que a concavidade da intensidade dos empréstimos é distinta em relação a elas.

Os resultados dos testes de hipótese quanto ao equilíbrio das covariáveis do modelo estimado, antes e após o ajuste pelo GPS, estão apresentados na Tabela 8. A principal evidência é de uma sensível melhora. Antes do referido ajuste, apenas a covariável da longitude apresentou equilíbrio nos quatro intervalos do tratamento, com fortes desequilíbrios dos termos linear e quadrático do valor da produção por estabelecimento em 2006. Após o ajuste pelo GPS, permaneceu apenas um moderado desbalanceamento, ao nível de significância de 10%, das covariáveis latitude e do termo linear valor da produção em um dos intervalos, o que não chega a comprometer os resultados seguintes quanto à presença de um viés considerável nas estimativas das funções dose-resposta.

**Tabela 8.** Resultados dos testes de hipótese (estatísticas t) quanto à igualdade das médias das covariáveis, antes e após o ajuste pelo GPS, nos 4 intervalos da variável de intensidade do tratamento

Antes do ajuste pelo GPS				
Covariável	Intervalo 1 (0,29 a 0,80)	Intervalo 2 (0,80 a 1,25)	Intervalo 3 (1,25 a 2,02)	Intervalo 4 (2,02 a 4,55)
Longitude	-0,76	-0,01	0,52	0,26
Latitude	1,84*	-0,53	-1,50	0,19
Dummy Baixa Renda	-0,32	-2,18**	0,75	1,80*
ln Pessoas ocupadas por estabelec. de A.F. em 2006	1,69*	0,42	-0,32	-1,82*
(ln Pessoas ocupadas por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>2</sup>	1,55	0,87	-0,66	-1,81*
(ln Pessoas ocupadas por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>3</sup>	1,31	1,30	-0,97	-1,69*
ln Valor da produção por estabelec. de A.F. em 2006	2,89***	2,48**	-1,35	-4,13***
(ln Valor da produção por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>2</sup>	2,12**	2,46**	-1,37	-3,30***
(ln Valor da produção por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>3</sup>	1,46	2,39**	-1,45	-2,46**
Perc. dirigentes com 25 a 55 anos nos estabelec. de A.F. em 2006	-0,59	-1,95*	-0,25	2,86***
Após o ajuste pelo GPS				
Covariável	Intervalo 1 (0,29 a 0,80)	Intervalo 2 (0,80 a 1,25)	Intervalo 3 (1,25 a 2,02)	Intervalo 4 (2,02 a 4,55)
Longitude	-0,85	0,13	0,46	0,15
Latitude	1,65*	-0,78	-1,48	1,01
Dummy Baixa Renda	1,14	-1,02	0,3	-0,27
ln Pessoas ocupadas por estabelec. de A.F. em 2006	0,81	-0,30	-0,27	-0,46
(ln Pessoas ocupadas por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>2</sup>	0,65	0,12	-0,60	0,44
(ln Pessoas ocupadas por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>3</sup>	0,46	0,57	-0,91	-0,44
ln Valor da produção por estabelec. de A.F. em 2006	0,55	0,97	-1,01	-1,90*
(ln Valor da produção por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>2</sup>	0,13	1,11	-1,14	-1,30
(ln Valor da produção por estabelec. de A.F. em 2006) <sup>3</sup>	-0,11	1,23	-1,32	-0,76
Perc. dirigentes com 25 a 55 anos nos estabelec. de A.F. em 2006	1,38	-0,13	-0,59	0,72

Notas: 1) A hipótese nula do teste indica que a média da covariável não difere entre as unidades que pertencem ao intervalo de tratamento em questão e as unidades que pertencem aos demais intervalos; 2) \*\*\*, \*\* e \* indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

## 5.2 Estimativas das funções dose-resposta e efeito do tratamento

Nas estimativas dos modelos da expectativa de cada indicador de resultado  $Y_i$  condicionado à variável de intensidade do tratamento  $T_i$  e ao GPS estimado  $\widehat{R}_i$ , foram utilizadas três abordagens. A primeira é similar à empregada em Hirano e Imbens (2004), admitindo-se inicialmente uma especificação paramétrica com os termos linear, quadrático, cúbico e de interação de  $T_i$  e  $\widehat{R}_i$ . A segunda abordagem é pelo uso do estimador semiparamétrico de ponderação inversa baseado no método kernel, como proposto em Flores et al. (2012). Essa abordagem difere da primeira ao utilizar o GPS estimado para ponderar as observações, de forma a ajustar para diferenças nas covariáveis entre grupos que recebem distintas intensidades de tratamento. O estimador é implementado a partir de uma regressão linear local de  $Y_i$  em  $T_i$ , com o uso de uma função kernel normal ponderada por  $\widehat{R}_i$ <sup>9</sup>. A terceira abordagem também é de estrutura semiparamétrica, utilizando o modelo de regressão *spline* penalizado aditivo, como proposto em Bia et al. (2014). Nesse caso, além dos termos paramétricos referentes a  $T_i$  e  $\widehat{R}_i$ , foram incluídas na especificação funções lineares de suavização do tipo *piecewise* para distintos intervalos delimitados nos suportes dessas variáveis<sup>10</sup>.

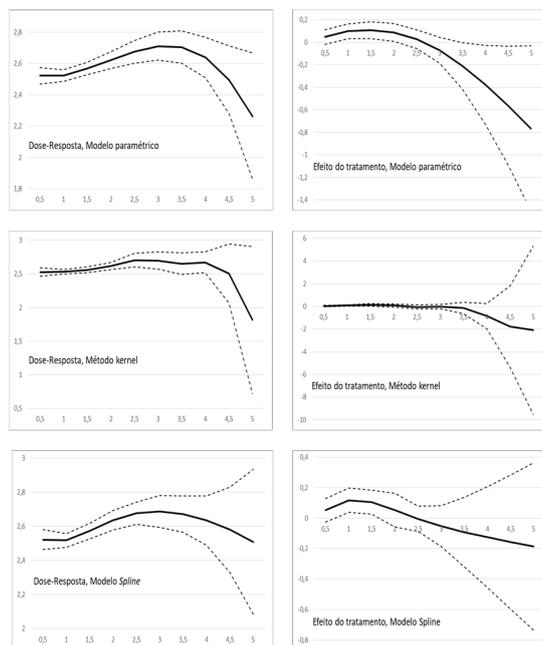
As funções dose-resposta médias para distintos níveis de tratamento  $t$ , assim como suas primeiras derivadas em relação a  $t$ , denominadas na literatura de função efeito do tratamento, foram obtidas a partir das estimativas provenientes dos modelos de expectativa condicional dos indicadores de resultado<sup>11</sup>. As Figuras 2 e 3 apresentam as funções dose-resposta e efeito do tratamento estimadas para os dois indicadores de resultado em função dos distintos valores da intensidade média dos empréstimos do FNE-PRONAF junto com os intervalos de confiança dessas estimativas no nível de 95%. A programação utilizada para as estimativas dos dois modelos semiparamétricos permitiu a imposição da condição de sobreposição ou suporte comum, o que levou a uma exclusão adicional das observações amostrais que não se mostraram comparáveis em termos dos seus valores de  $\widehat{R}_i$ . Aparentemente, a maioria dessas observações excluídas pertenceriam aos intervalos com os maiores valores da intensidade do tratamento  $t$ , o que levou a um aumento relativo dos intervalos de confiança naqueles pontos para o caso das estimativas com modelos semiparamétricos.

<sup>9</sup>A seleção da largura de banda (tradução do termo em inglês *bandwidth*) global é feita com base no procedimento proposto em Fan e Gijbels (1996). No presente caso, os termos desconhecidos da largura de banda global ótima foram estimados pelo emprego de um polinômio global de ordem 4 para a variável de intensidade do tratamento.

<sup>10</sup>Para uma exposição detalhada sobre os modelos semiparamétricos do tipo *spline* com penalização, ver Ruppert et al. (2003).

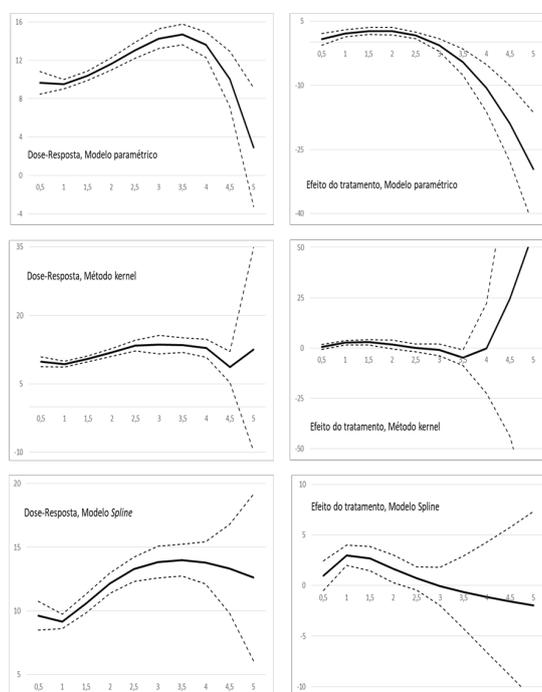
<sup>11</sup>Por ser uma etapa intermediária da análise, além da questão de limitação de espaço no texto, optou-se por não apresentar os resultados obtidos nas estimativas dos modelos de expectativa condicional dos indicadores de resultado. Contudo, podem ser solicitados ao autor.

**Figura 2.** Estimativas das funções dose-resposta e efeito do tratamento para a variável pessoas ocupadas por estabelecimento de agricultura familiar em 2017.



Nota: As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança no nível de 95% obtidos por estimativa *bootstrap* com 100 repetições.

**Figura 3.** Estimativas das funções dose-resposta e efeito do tratamento para a variável valor da produção por estabelecimento de agricultura familiar em 2017.



Nota: As linhas tracejadas indicam os intervalos de confiança no nível de 95% obtidos por estimativa *bootstrap* com 100 repetições.

As estimativas das funções dose-resposta não indicaram relações monotônicas,

apresentando formatos predominantemente côncavos para as duas variáveis de resultado, com aumentos a taxas decrescentes e um posterior decréscimo após determinado valor da intensidade dos financiamentos. Assim, tais evidências se mostram favoráveis à hipótese de retornos decrescentes para a intensidade média dos financiamentos do FNE-PRONAF no período 2012-2016, com a possível existência de níveis ótimos.

Contudo, o mais importante a destacar, com base nas funções efeito do tratamento estimadas e seus respectivos limites de confiança, são os intervalos de valores da intensidade dos empréstimos  $t$  em que seus efeitos marginais se mostraram estatisticamente significativos (aproximadamente, para  $t$  entre 0,5 e 2,0 no caso da variável pessoal ocupado por estabelecimento, e  $t$  entre 0,5 e 2,5 para o valor da produção por estabelecimento). Uma análise pormenorizada das faixas de valores em que as intensidades dos empréstimos apresentaram efeitos significativos será realizada a seguir, com o auxílio de tabelas contendo os valores numéricos dessas estimativas e significância estatística.

### 5.3 Análise dos impactos significativos dos financiamentos

Para uma análise mais detalhada dos efeitos estatisticamente significativos dos empréstimos do FNE-PRONAF sobre as duas variáveis de resultado, são apresentadas nas Tabelas 9 e 10 os valores numéricos das estimativas das funções efeito do tratamento que correspondem, respectivamente, aos gráficos das Figuras 1 e 2. Foram reportados os valores das estimativas obtidas com os três modelos para valores da variável de intensidade dos empréstimos entre 0,50 e 3,00 (medidos em R\$ mil de 2017 por estabelecimento de agricultura familiar) e com incrementos de 0,25.

No caso da variável pessoas ocupadas por estabelecimento em 2017, ao menos duas das três estimativas apresentadas na Tabela 9 indicaram que, para intensidades médias dos empréstimos entre 0,75 e 1,75, houve aumentos estatisticamente significativos na variável de resultado a partir de incrementos marginais em  $t$ . Ademais, os resultados também apontaram que os maiores aumentos ocorreram para intensidades entre 1,25 (estimativa do modelo spline) e 1,50 (estimativas paramétrica e kernel). Assim, o conjunto dos resultados sugere a existência de níveis mínimo, máximo e ótimo para a intensidade média dos financiamentos do FNE-PRONAF no período considerado. Ou seja, para intensidades em torno de 0,75, os efeitos incrementais dos financiamentos sobre o quantitativo de pessoas ocupadas por estabelecimento passaram a se tornar significativos. Da mesma forma, para intensidades acima de 1,75, aqueles efeitos deixaram de ser significativos. Para intensidades entre 1,25 e 1,50, foram observadas as maiores variações na variável de resultado.

**Tabela 9.** Resultados das estimativas das funções efeito do tratamento para a variável pessoas ocupadas por estabelecimento de agricultura familiar em 2017

Intensidade média dos empréstimos do FNE-PRONAF 2012-2016 (R\$ mil 2017 por estab. A.F.)	Estimativa modelo paramétrico (p. ocup. por estab. A.F. 2017)		Funções Efeito do Tratamento Estimativa método kernel (p. ocup. por estab. A.F. 2017)		Estimativa modelo <i>spline</i> penalizado (p. ocup. por estab. A.F. 2017)	
	0.50	0,047		0,032		0,051
0.75	0,084***		0,059**		0,098**	
1.00	0,099***		0,088***		0,118***	
1.25	0,106***		0,122***		0,118***	
1.50	0,107***		0,145**		0,104**	
1.75	0,102***		0,134**		0,081	
2.00	0,088***		0,080		0,052	
2.25	0,064		0,002		0,023	
2.50	0,029		-0,053		-0,005	
2.75	-0,016		-0,056		-0,030	
3.00	-0,072		-0,027		-0,052	

**Tabela 10.** Resultados das estimativas das funções efeito do tratamento para a variável valor da produção por estabelecimento de agricultura familiar em 2017

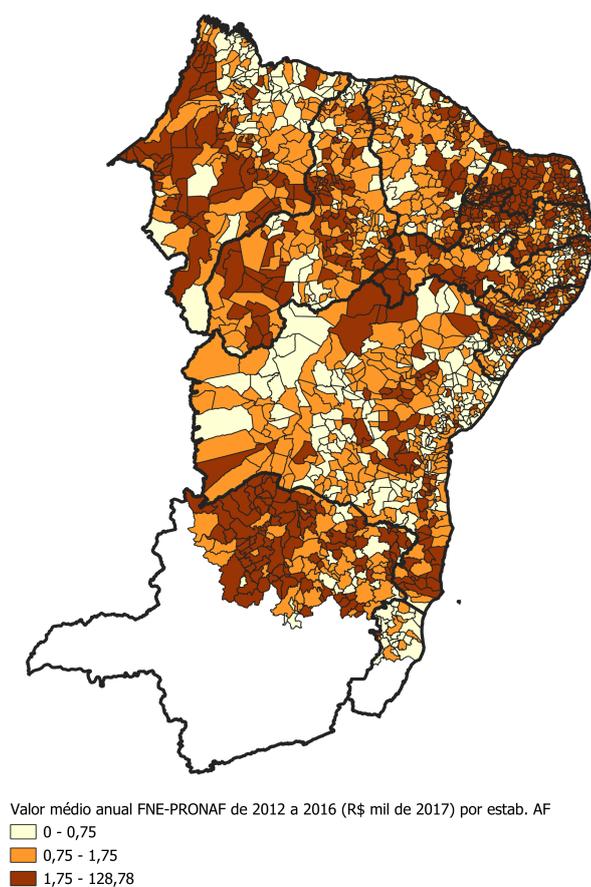
Intensidade média dos empréstimos do FNE-PRONAF 2012-2016 (R\$ mil 2017 por estab. A.F.)	Estimativa modelo paramétrico (R\$ mil 2017 por estab. A.F.)		Funções Efeito do Tratamento Estimativa método kernel (R\$ mil 2017 por estab. A.F.)		Estimativa modelo <i>spline</i> penalizado (R\$ mil 2017 por estab. A.F.)	
	0.50	0,720		0,620		0,977
0.75	1,599***		1,717***		2,418***	
1.00	2,123***		2,624***		3,001***	
1.25	2,458***		2,975***		3,001***	
1.50	2,658***		2,916***		2,671***	
1.75	2,722***		2,563***		2,192***	
2.00	2,612***		1,712		1,671**	
2.25	2,277***		0,673		1,168*	
2.50	1,661***		0,035		0,707	
2.75	0,709		-0,280		0,297	
3.00	-0,630		-0,831		-0,063	

Nota: \*\*\*, \*\* e \* indicam significância estatística aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

De modo análogo, as estimativas apresentadas na Tabela 10 também sugerem a existência de níveis mínimo, máximo e ótimo para a intensidade média dos financiamentos do FNE-PRONAF em relação ao valor da produção por estabelecimento. Para intensidades médias dos empréstimos entre 0,75 e 2,00, houve aumentos estatisticamente significativos na variável de resultado em ao menos duas das três estimativas. Os maiores aumentos ocorreram para intensidades entre 1,25 (estimativa dos modelos kernel e spline) e 1,75 (estimativaS paramétrica).

Portanto, para os dois indicadores de resultado, as evidências obtidas apontaram que uma intensidade média dos empréstimos do FNE-PRONAF entre R\$ 0,75 mil e R\$ 1,75 mil por estabelecimento de agricultura familiar (em valores de 2017) se mostrou efetiva. Assim, a partir de uma realocação dos recursos dos municípios que excederam o limite superior para as localidades que estiveram abaixo do limite inferior, haveria espaço para aumentar a efetividade média desses financiamentos sem elevar o montante total dos empréstimos concedidos no período 2012-2016.

**Figura 4.** Distribuição por intervalos fixos da intensidade dos empréstimos do FNE-PRONAF nos municípios no período 2012-2016.



Fontes dos dados: Banco do Nordeste e IBGE (2006).

A Figura 4 apresenta a distribuição por intervalos fixos da intensidade média dos empréstimos do FNE-PRONAF no período analisado, em que os municípios que receberam recursos dentro da faixa efetiva estão representados pela cor laranja. Esses municípios representaram a maioria absoluta apenas no estado do Ceará (56,3% do total), embora tenham superado 40% do total das localidades nos estados do Piauí, da Paraíba, de Pernambuco e da Bahia. Por outro lado, nos estados do Rio Grande do Norte e de Minas Gerais, os municípios com intensidade média dos empréstimos acima da faixa efetiva formaram a maioria absoluta (73,3% e 56% respectivamente), enquanto que a maioria das localidades atendidas no Espírito Santo (71,4%) e 42,7% dos municípios de Sergipe estiveram abaixo dessa faixa.

## 6. Considerações finais

Este trabalho buscou avaliar empiricamente os impactos dos empréstimos do FNE destinados à agricultura familiar, segmento com importante participação no setor agropecuário da região Nordeste, onde o FNE tem sido a principal fonte de financiamento do PRONAF desde meados dos anos 2000. Essa temática ainda não tinha sido investigada anteriormente, tanto na literatura que avaliou os impactos do PRONAF na produção e na produtividade rural quanto nos estudos sobre os efeitos dos Fundos Constitucionais no emprego e na produção, mesmo em vista da diversidade de metodologias de identificação causal empregadas nessas análises.

A metodologia utilizada no presente trabalho envolveu as estimativas do escore de propensão generalizado e da função dose-resposta, o que permitiu, com o controle para o viés de seleção, estimar variações nas médias dos indicadores de emprego e de produção da agricultura familiar segundo a intensidade do financiamento do FNE-PRONAF nos municípios e, a partir dessas, inferir sobre os efeitos de incrementos marginais desses empréstimos nas variações das médias dos indicadores.

Os resultados obtidos nas estimativas das funções dose-resposta para as pessoas ocupadas e o valor da produção por estabelecimento em 2017 indicaram retornos decrescentes para a intensidade média dos financiamentos do FNE-PRONAF no período 2012-2016. Além disso, seus efeitos marginais se mostraram positivos e estatisticamente significativos para uma faixa intermediária de valores, nos municípios que receberam em média entre R\$ 0,75 mil e R\$ 1,75 mil por estabelecimento de agricultura familiar ao ano (valores de 2017), o que sugere a existência de níveis mínimo, máximo e ótimo para a intensidade média dos financiamentos. Assim, tais evidências indicam que haveria espaço para aumentar a efetividade média dos financiamentos do FNE-PRONAF sem a elevação do montante total desses empréstimos no período 2012-2016, a partir de uma realocação espacial dos recursos dos municípios que excederam o limite superior da faixa intermediária (média anual de R\$ 1,75 mil por estabelecimento) para as localidades que estiveram abaixo do limite inferior da faixa intermediária (média anual de R\$ 0,75 mil por estabelecimento).

Embora os resultados obtidos sejam inéditos e relativamente promissores quanto a uma possível melhoria da eficiência dos recursos, é preciso cautela nas suas interpretações em vista das limitações presentes no trabalho. No que se refere ao emprego da metodologia para avaliar a intensidade do tratamento em um único ponto do tempo (no caso, a média de um período temporal), não houve controle para a possível influência de fatores não observáveis das unidades sobre a intensidade e os indicadores de resultado. Outra limitação quanto ao uso de uma média temporal para medir a intensidade do tratamento é captar apenas parcialmente sua variação temporal, o que não permite controlar inteiramente a heterogeneidade das unidades quanto à dinâmica do tratamento. Embora uma possível superação dessas limitações seria abordar a mesma temática recorrendo ao uso dos modelos de dados em painel, ainda não há uma divulgação mais frequente de informações sobre a agricultura familiar que a viabilize.

Uma possível extensão da presente análise seria a investigação empírica de efeitos de transbordamento espacial dos empréstimos aqui considerados para os municípios vizinhos. Como visto no mapa apresentado na seção 4, a distribuição territorial desses empréstimos sugere a presença de diversos agrupamentos de municípios com altas intensidades e um padrão relativamente semelhante quanto às variáveis socioeconômicas consideradas. Outra sugestão dentro da literatura empírica é investigar os fatores determinantes da alocação dos empréstimos dos Fundos Constitucionais nos municípios, no sentido de subsidiar medidas que visem ao aumento tanto da oferta quanto da demanda por financiamento produtivo em localidades pouco desenvolvidas.

## Referências

- Agropecuário, I. C. (2017). Resultados definitivos. *Rio de Janeiro*, 8:1–105.
- Araújo, J. A., de Alencar, M. O., e Vieira Filho, J. E. R. (2020). Crédito rural e agricultura familiar no Brasil: uma avaliação do programa nacional de fortalecimento da agricultura familiar. *Redes. Revista do Desenvolvimento Regional*, 25(2):2009–2034.
- Araújo, J. A. e Vieira Filho, J. E. R. (2018). Análise dos impactos do Pronaf na agricultura do Brasil no período de 2007 a 2016. Texto para discussão, Texto para discussão.
- Becker, S. O., Egger, P. H., e Von Ehrlich, M. (2012). Too much of a good thing? on the growth effects of the EU's regional policy. *European Economic Review*, 56(4):648–668.
- Bia, M., Flores, C. A., Flores-Lagunes, A., e Mattei, A. (2014). A Stata package for the application of semiparametric estimators of dose-response functions. *The Stata Journal*, 14(3):580–604.
- Bia, M. e Mattei, A. (2008). A Stata package for the estimation of the dose-response function through adjustment for the generalized propensity score. *The Stata Journal*, 8(3):354–373.

- CASTRO, C., RESENDE, G., e PIRES, M. (2014). Avaliação dos impactos regionais do programa nacional de fortalecimento da agricultura familiar. *Texto para Discussão, Brasília: IPEA*.
- Da Mata, D. e Resende, G. (2020). Changing the climate for banking: the economic effects of credit in a climate-vulnerable area. *Journal of Development Economics*, 146:102459.
- Daniel, L. P. e Braga, M. J. (2020). Impactos do fundo constitucional de financiamento do norte:: Evidências do estimador de diferenças em diferenças. *Planejamento e Políticas Públicas*, (55).
- de Geografia e Estatística-IBGE, I. B. (2006). Censo agropecuário 2006: segunda apuração.
- de Oliveira, T. G. e Neto, R. d. M. S. (2021). Descontinuidades espaciais e políticas territoriais: Uma avaliação do fundo constitucional de financiamento do nordeste área 10-economia regional e urbana.
- Fan, J. e Gijbels, I. (1996). *Local Polynomial Modelling and Its Applications: Monographs on Statistics and Applied Probability 66*, volume 66. CRC Press.
- Flores, C. A., Flores-Lagunes, A., Gonzalez, A., e Neumann, T. C. (2012). Estimating the effects of length of exposure to instruction in a training program: The case of job corps. *Review of Economics and Statistics*, 94(1):153–171.
- Garcias, M. d. O. e Kassouf, A. L. (2016). Assessment of rural credit impact on land and labor productivity for brazilian family farmers. *Nova Economia*, 26(3):721–746.
- Guedes, I. A., Almeida, A. T. C., e de Siqueira, L. B. O. (2021). Efeitos do microcrédito rural sobre a produção agropecuária na região nordeste: evidências do programa agroamigo. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, 59(1):e210774.
- Hirano, K. e Imbens, G. (2004). The propensity score with continuous treatments. applied bayesian modeling and causal inference from incomplete-data perspectives.
- Linhares, F. C., Soares, R. B., Gonçalves, M. F., e Viana, L. F. G. (2014). Brazil's northeast financing constitutional fund: Differentiated effects on municipal economic growth. *CEPAL Review*, 2014(113):175–192.
- Maia, A. G., Eusébio, G. d. S., e da Silveira, R. L. F. (2020). Can credit help small family farming? evidence from brazil. *Agricultural Finance Review*, 80(2):212–230.
- Mendes Resende, G., Firmino Costa da Silva, D., e Abel da Silva Filho, L. (2018). Evaluation of the brazilian regional development funds: A spatial panel data analysis by typology. *Review of Regional Research*, 38(2):191–217.
- Nelder, J. A. e Wedderburn, R. W. (1972). Generalized linear models. *Journal of the Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 135(3):370–384.

- Oliveira, G. R., Menezes, R. T., e Resende, G. M. (2018). Efeito dose resposta do fundo constitucional de financiamento do centro-oeste (fco) no estado de goiás. *Nova Economia*, 28(3):965–1000.
- Rosenbaum, P. R. e Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1):41–55.
- Ruppert, D., Wand, M. P., e Carroll, R. J. (2003). *Semiparametric regression*. Number 12. Cambridge university press.
- Silva, A. M. A. d., Resende, G. M., e Silveira Neto, R. d. M. (2009). Eficácia do gasto público: uma avaliação do fne, fno e fco. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 39:89–125.
- Soares, R. B., Sousa, J. M. P., e Neto, A. P. (2009). Avaliação de impacto do fne no emprego, na massa salarial e no salário médio em empreendimentos financiados. *Revista econômica do Nordeste*, 40(1):217–234.

 Este artigo está licenciado com uma *CC BY 4.0 license*.