

# Crédito Rural e Desempenho Produtivo na Agropecuária Brasileira

Carlos Otávio de Freitas<sup>1</sup>  
Fernanda Aparecida Silva<sup>2</sup>  
Erly Cardoso Teixeira<sup>3</sup>

## Área Temática 12: Desenvolvimento Rural e Local

**Resumo:** *O objetivo do presente capítulo foi identificar os efeitos do crédito rural sobre o desempenho dos produtores agropecuários brasileiros, com base nas informações do Censo Agropecuário de 2017. Especificamente, investigou-se o efeito do crédito rural total, do Pronaf e do crédito obtido por outra fonte e/ou programa sobre duas medidas representativas do desempenho produtivo: o valor da produção e a eficiência técnica. Para tal, utilizou-se uma estratégia empírica que combina pareamento amostral e efeito de tratamento pelo balanceamento por Entropia e a abordagem da fronteira estocástica de produção para obtenção dos escores de eficiência técnica. Entre os resultados, identificou-se efeitos positivos das três fontes de crédito consideradas sobre o valor da produção e eficiência técnica dos estabelecimentos representativos considerados. Em ambos os modelos, o crédito referente a outra fonte que não o Pronaf apresentou um maior impacto sobre o desempenho produtivo.*

**Palavras-chave:** Crédito Rural, Pronaf, Balanceamento por Entropia, Fronteira Estocástica de Produção

**Abstract:** *The objective of this chapter was to identify the effects of rural credit on the performance of Brazilian agricultural producers, based on information from the 2017 Agricultural Census. Specifically, the effect of total rural credit, Pronaf and credit obtained by another source and/or program on two measures representative of productive performance was investigated: the value of production and technical efficiency. To this end, an empirical strategy was used that combines sample matching and treatment effect by balancing Entropy and the approach of the stochastic production frontier to obtain the technical efficiency scores. Among the results, positive effects of the three sources of credit considered on the value of production and technical efficiency of the representative establishments considered were identified. In both models, credit from sources other than Pronaf had a greater impact on productive performance.*

**Key words:** Rural Credit, Pronaf, Entropy Balancing, Stochastic Production Frontier

JEL Codes: Q10, Q16, Q18

---

<sup>1</sup> Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro. Email: carlos.freitas87@gmail.com

<sup>2</sup> Universidade Federal de Viçosa. Email: fernandasilvaufv@gmail.com

<sup>3</sup> Universidade Federal de Viçosa. Email: erlyteixeira@gmail.com

## 1. Introdução

Nas economias dos países em desenvolvimento, é reconhecido a posição do setor agropecuário como importante para gerar taxas maiores de crescimento econômico, contribuindo para um melhor padrão de vida da população de um país. No Brasil, o conjunto de atividades que compõe o agronegócio sempre teve função relevante no que tange o crescimento, tendo importante participação na geração de renda e emprego.

Nas últimas décadas, o grande crescimento dos níveis de produtividade e valor da produção confirmaram o agronegócio como um dos setores de grande relevância na economia brasileira. Durante este período, a política agrícola teve papel fundamental como mecanismo de apoio à produção agroindustrial, principalmente ao permitir a sua ampliação via modernização das estruturas produtivas (TEIXEIRA et al., 2014). Como destacado por Buainain *et al.* (2014), entre as políticas de apoio ao setor, a oferta das políticas de crédito recebe destaque, sendo considerada uma das bases para este bom desempenho.

O crédito rural é um dos principais instrumentos de apoio ao setor agropecuário, sendo considerado um dos pilares da política agrícola do Brasil (TEIXEIRA et al., 2014). Com a criação do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) em 1965, o volume de crédito, abundante e barato, concedido aos produtores foi expandido. Até meados dos anos de 1970 houve grande crescimento do montante de recursos da Política de Crédito Rural, em que as principais fontes eram sem custos e subsídios pelo governo. Todavia, a partir de 1976, com a crescente inflação e a crise fiscal, houve redução da participação do Tesouro na concessão do crédito.

Na década de 1990, o SNCR foi reformulado, considerando os novos padrões de financiamento da agropecuária. Neste contexto, destaca-se o papel de outras políticas de apoio, com importante participação do setor privado para promover o desenvolvimento e modernização da agropecuária brasileira. Como resultado desta reformulação, o montante de crédito rural voltou a crescer novamente a partir de 1996. Este período foi marcado também por uma importante mudança na política de crédito, ao destacar o papel da agricultura familiar e a necessidade de criar mecanismos de financiamento específicos para este grupo de produtores, de modo a garantir melhorias das condições de vida das famílias inseridas no meio rural (DAMASCENO *et al.*, 2011). Tal apoio foi concretizado com a criação do Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar – PRONAF, cujo objetivo principal é financiamento das operações de custeio e investimento de modo a gerar renda e aumentar a produtividade da agricultura familiar.

Apesar da importância da política de crédito rural como mecanismo de suporte à atividade agropecuária, ofertando recursos com intuito de promover maior modernização e ampliação da capacidade produtiva do setor, apenas uma pequena parcela dos produtores rurais têm obtido acesso a tais recursos. De acordo com os dados do Censo Agropecuário de 2017, dos 5,07 milhões de estabelecimentos analisados, apenas 784 mil (15.7%) declaram ter obtido financiamento. Quando considerado apenas o crédito voltado à produção familiar (PRONAF), apenas 319 mil estabelecimentos declararam ter tido acesso ao programa. Além disso, há evidências de que estabelecimentos beneficiados geralmente têm maior capital, maior área e ainda contam com produtores com maiores níveis educacionais (COSTA; FREITAS, 2018). Estas questões levam a dúvida sobre a efetividade da política de crédito em segmentos específicos no meio rural, principalmente em sua capacidade de atender produtores mais atrasados tecnologicamente e com menores níveis de renda, os quais são mais dependentes dos recursos provenientes da política nacional de crédito rural.

Quanto ao montante de recursos direcionados à agropecuária brasileira, segundo informações contidas no Plano de Safra 2019-2020, foram disponibilizados cerca de R\$

222 bilhões para o crédito rural neste período. Do total, R\$ 169 bilhões foram destinados ao crédito para custeio, R\$ 53 bilhões para investimentos (MAPA, 2020). Para a agricultura familiar, no mesmo ano foram direcionados aproximadamente R\$ 31.1 bilhões para o crédito Pronaf (incluindo as modalidades de custeio e investimento). Embora seja considerado um dos principais instrumentos atuais de política agrícola, estas informações evidenciam que o volume disponibilizado para as linhas de crédito do PRONAF representa menos de 20% do total direcionado para toda a agropecuária. Ainda assim, deve-se reconhecer o significativo crescimento na oferta deste recurso desde a criação do programa em 1996.

Dado o exposto, o objetivo principal da presente pesquisa é identificar os efeitos do crédito rural sobre o desempenho dos produtores agropecuários brasileiros. Especificamente, pretende-se obter o efeito da política de crédito sobre duas medidas de desempenho: valor bruto da produção e eficiência técnica. O valor da produção é importante por representar uma medida direta do retorno da produção. A eficiência técnica foi escolhida por mostrar o modo como uma combinação ótima de insumos é empregada no processo produtivo com o intuito de obter o produto máximo, representando, assim, uma medida mais completa de produtividade (LIMA, 2006). Além disso, o efeito do crédito será analisado considerando três possibilidades de política: crédito total (considerando todas as fontes), crédito do Pronaf, e crédito relativo a outra fonte exceto Pronaf. Na literatura nacional, diversas pesquisas buscaram avaliar os efeitos do crédito rural sobre níveis de produtividade, eficiência, oferta de produtos, e outras variáveis, identificando, geralmente, efeitos positivos do crédito sobre o desempenho dos estabelecimentos agropecuários (HELFAND; LEVINE, 2004; CASTRO; TEIXEIRA, 2012; GARCIAS; KASSOUF, 2016; FREITAS et al. 2019)<sup>4</sup>.

O presente capítulo está dividido em 4 seções, além desta introdução. Na segunda seção, é apresentada uma revisão de literatura sobre o efeito do crédito rural no setor agropecuário. Na seção 3 é apresentada a estratégia empírica adotada. Na quarta seção, os resultados são apresentados e discutidos e, por fim, na quinta seção, temos as considerações finais acerca do trabalho.

## **2. Revisão de Literatura**

Nesta seção são apresentadas algumas pesquisas que buscaram avaliar a efetividade das políticas de crédito sobre o desempenho da agropecuária brasileira. Entre os estudos, Freitas et al. (2019), com base nos microdados do Censo Agropecuário de 2006, analisaram a relação entre eficiência técnica e tamanho do estabelecimento nos municípios brasileiros. Para obter a eficiência técnica foi utilizado a fronteira de produção estocástica e para obter os determinantes a regressão quantílica. Os resultados indicaram relação positiva e não linear entre o tamanho e a eficiência dos estabelecimentos rurais em todas as classes de área consideradas. Porém, verificou-se que para os produtores mais eficientes, mais fraca a relação, indicando que eram menos dependentes do fator terra. Foi encontrado também que os fatores que mais contribuíram para o aumento da eficiência foram a irrigação, assistência técnica e participação em cooperativas.

Neves et al. (2018) utilizando uma regressão quantílica incondicional e a decomposição de diferenças de renda, estimaram a influência do crédito rural na renda familiar e desigualdade de renda no meio rural brasileiro. Os resultados mostraram que a política de crédito rural aumenta a renda das famílias, mas, por outro lado, amplia a desigualdade. Embora o efeito do Pronaf, especificamente, tenha sido o menos desigual.

---

<sup>4</sup> Estas e outras pesquisas são apresentados com maiores detalhes na próxima seção.

Como resultados também encontraram que a política de extensão rural e maiores níveis educacionais contribuíram para aumentar o efeito do crédito rural sobre a renda, evidenciando a sinergia entre essas políticas públicas.

Costa e Freitas (2018) utilizando os microdados do Censo Agropecuário de 2006 verificaram os efeitos do crédito rural e extensão rural sobre a eficiência técnica das propriedades rurais brasileiras. Para tanto, consideraram os efeitos de maneira isolada e a sinergia entre as políticas. Adotaram como estratégia empírica a estrutura de fronteira estocástica de produção e a técnica de balanceamento por entropia. Como principais resultados os autores encontraram que o crédito e a extensão rural contribuem para o aumento da eficiência técnica. Foi confirmada a hipótese de sinergia entre as políticas, já que verificaram que os estabelecimentos que tem acesso as duas políticas, de forma simultânea, apresentaram maior eficiência técnica se comparado aos demais.

Araújo e Viera Filho (2018) verificaram os impactos do Pronaf na agricultura e pecuária nos estados brasileiros de 2007 a 2016. Utilizando o modelo de vetores autorregressivos em painel, encontraram que o impulso-resposta da área plantada, do valor da produção e da produtividade da terra, a um choque no valor do financiamento, gerou um efeito positivo. Todavia, ao se considerar um choque na quantidade de contratos encontraram resultados opostos. Os autores concluíram o Pronaf não estimula o produtor a diversificar a sua produção, o que pode prejudicar a redução da pobreza e o desenvolvimento no meio rural.

Helfand et al. (2015) analisaram a influência do tamanho dos estabelecimentos sobre o crescimento da produtividade total de fatores (PTF) no Brasil, utilizando os censos agropecuários de 1985, 1995-96 e 2006, considerando cinco classes de tamanho de propriedade. Os resultados apontaram que todas as classes de tamanho apresentaram perdas de eficiência técnica, o que dificultou o crescimento da PTF agrícola. Foi encontrado também que os estabelecimentos de tamanho médio apresentaram menor eficiência técnica e crescimento mais lento da PTF.

Rada e Valdes (2012) utilizaram os censos agropecuários de 1985-2006 para caracterizar o crescimento da produtividade total de fatores no Brasil. O estudo enfoca no efeito dos investimentos em ciência e tecnologia e de outras políticas públicas sobre a produção agrícola. Os autores verificaram que os estabelecimentos mais eficientes obtiveram mais rapidamente os benefícios da pesquisa agrícola, aumentando a diferença de produtividade entre elas e as propriedades médias. Todavia, políticas como a concessão de crédito rural e investimentos em infraestrutura, reduziram essa diferença.

Magalhães et al. (2006) analisaram a influência do Pronaf entre os agricultores de Pernambuco tendo como base dados primários do ano de 2001 de cerca de 4500 produtores. Utilizando técnicas para controlar o viés de participação, os resultados mostraram que o programa foi pouco eficaz no estado no período analisado. Nesse sentido, observou-se que o impacto do Pronaf para a renda e a produtividade dos produtores que o receberam foi reduzido e, em alguns casos negativo.

Gasques et al. (2017) avaliaram os efeitos do crédito rural sobre o valor bruto da produção agrícola, PIB da agropecuária, PIB do agronegócio e a produtividade total dos fatores. Para tal, foram ajustados modelos de Função de Transferência entre 1996 a 2015. Neste período, as principais alterações no crédito rural já haviam sido realizadas, como a redução da taxa de juros, maior disponibilidade real de recursos e o surgimento do Pronaf. Os dados sobre o crédito rural referem-se aos financiamentos a produtores, cooperativas e ao Pronaf, e foram obtidos junto ao Banco Central do Brasil. Como resultados principais encontraram que para o aumento de 1% do crédito rural tem-se o impacto de 0,4% sobre o VBP, 0,19% sobre o PIB do agronegócio, 0,18% sobre o PIB da agropecuária e 0,12% sobre a PTF.

Ao calcularem a produtividade total dos fatores (PTF) de estados selecionados, Gasques et al. (2018) analisaram as principais fontes de crescimento da agricultura brasileira e estimaram os impactos de políticas públicas (crédito rural, pesquisa, exportação e preços agrícolas) sobre a PTF. O período de análise foi de 1975 a 2016, em que foi construído o índice de Tornqvist. Como principais resultados, encontraram que o produto agropecuário cresceu mais de quatro vezes no período analisado, sendo que 80% do crescimento se deve à produtividade. A PTF cresceu à taxa anual de 3,08%. Também encontraram como resultado o fato de que os estados com maior produção agropecuária foram os que tiveram maiores taxas de crescimento da PTF entre 2000 e 2016. Outro resultado obtido indicou que o crédito e a relação de preços tiveram maior efeito sobre a produtividade total de fatores. Já as exportações e pesquisa, embora tenham afetado a PTF, apresentaram menores impactos.

### **3. Metodologia**

A abordagem metodológica que será utilizada para identificar os efeitos da política de crédito rural é composta por 2 etapas principais. Primeiramente, será utilizado o método de balanceamento por Entropia, desenvolvido por Hainmuller (2012), para a realização do pareamento da amostra, em que busca-se encontrar uma amostra de controle mais próxima possível das unidades de controle (estabelecimentos com acesso à política de crédito rural (crédito de todas as fontes, Pronaf e crédito de outras fontes). Após o pareamento, utiliza-se regressões por Mínimo Quadrados Ordinários Ponderados (pelos pesos gerados no método de Entropia), com intuito de identificar o efeito de tratamento do crédito rural no valor bruto da produção. A segunda etapa da estratégia adotada consistiu na estimação das fronteiras estocásticas de produção para cada grupo considerado, ponderando as estimações pelos pesos de entropia. Assim, ao combinar essas duas abordagens, torna-se possível obter escores de eficiência técnica livre de vieses gerados por características observáveis, bem como permite identificar a contribuição do crédito rural nos níveis de eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros.

#### *3.1. Balanceamento por Entropia*

O efeito do crédito rural no valor da produção agropecuária será obtido utilizando-se técnicas de pareamento amostral, as quais buscam obter um equilíbrio robusto entre um grupo de controle e grupo de tratados ao eliminar vieses gerados por diferenças nas características observáveis entre os dois grupos. Nesta pesquisa, para obter uma amostra “pareada” equilibrada, isto é, uma amostra com unidades de controle mais próximas possíveis das unidades de tratamento (estabelecimentos com acesso ao crédito rural), com base em um vetor de características observáveis, utilizou-se o método do balanceamento por entropia, proposto por Hainmuller (2012). Diferentemente dos métodos de pareamento tradicionais, o balanceamento por entropia envolve um esquema de reponderação que incorpora diretamente o equilíbrio da covariável na função de peso que é aplicada às unidades de amostra. É importante ressaltar que este procedimento será realizado três vezes, para cada uma das possibilidades de tratamento consideradas: Crédito total, Crédito Pronaf, Crédito de outra fonte.<sup>5</sup>

O balanceamento por entropia consiste em um método não-paramétrico que permite ponderar um conjunto de informações (co-variadas), de modo que, as distribuições das

---

<sup>5</sup> A definição e construção das variáveis de tratamento, bem com as utilizadas no pareamento, são apresentadas na seção “Fonte e Tratamento dos Dados”.

variáveis nas observações reponderadas satisfaçam um conjunto de condições especiais de momentos, de forma que exista equilíbrio perfeito mesmo considerando diferentes momentos das distribuições das co-variadas. Nesse esquema, ao invés de especificar um modelo paramétrico que explique a probabilidade de participação no tratamento (a exemplo do *Propensity Score*), pesos são designados a cada unidade de controle de tal modo que os grupos de tratamento e controle, ponderados, satisfaçam um conjunto de restrições de equilíbrio e, ao mesmo tempo, permaneçam tão perto quanto possível a um conjunto de pesos uniformes iniciais. Tais restrições são impostas sobre os momentos amostrais das distribuições das covariadas e asseguram que os grupos ponderados tenham os mesmos momentos especificados. Essa ponderação garante o equilíbrio e a similaridade entre os grupos de controle e tratamento. Há três possíveis restrições de momento: a média (primeiro momento), a variância (segundo momento), e a assimetria (terceiro momento). Na presente pesquisa, a restrição de momento aplicada refere-se à imposição de que o primeiro momento das co-variadas seja ajustado. Assim sendo, para todas as variáveis explicativas, o método calcula as médias no grupo de tratamento e busca por um conjunto de pesos de entropia tal que as médias ponderadas do grupo de controle sejam similares.

Após a obtenção dos pesos, o efeito de tratamento do crédito rural no valor da produção agropecuária é obtido por meio da estimação da equação de interesse (1), ponderada pelos pesos da entropia:

$$\ln(\text{Valor da Produção}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Tratamento} + \varepsilon_i \quad (1)$$

em que  $\beta_1$  representa o Efeito de Tratamento Médio – ETM estimado para a política em questão. Este procedimento garante que os efeitos de tratamento obtidos sejam livres do viés de seleção causado por observáveis. A estimação de (1) é realizada por meio da abordagem dos Mínimos Quadrados Ordinários – MQO.

### 3.2. Fronteira de Produção Estocástica

A segunda parte da pesquisa busca identificar o efeito das variáveis representativas do crédito rural na eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários. Para tal, será adotada a abordagem da Fronteira de Produção Estocástica<sup>6</sup>. Os pesos amostrais gerados pelo pareamento da etapa anterior também serão aplicados na estimação da fronteira, de modo a obter os níveis de eficiência técnica para cada grupo também livres de vieses gerados por diferenças nas características observáveis dos estabelecimentos representativos que recebem o financiamento e o grupo de controle. Assim como no pareamento por entropia, este procedimento será realizado três vezes, para cada uma das possibilidades de tratamento consideradas: Crédito total, e sua desagregação em Crédito Pronaf e Crédito proveniente de outra fonte.

A estratégia da Fronteira estocástica busca obter medidas de eficiência que represente o desempenho produtivo do estabelecimento, por meio da estimação de uma função de produção que represente as relações de insumo e produção do estabelecimento agropecuário (HELFAND; LEVINE, 2004; RADA; VALDEZ, 2012; HELFAND *et al.* 2015). Para aplicação empírica do modelo, deve-se primeiro definir a forma funcional da fronteira estocástica, conforme apontado por Coelli e Battese (1996). Chambers (1988) e Silva (1996) identificaram algumas vantagens do uso da Cobb-Douglas: 1) simplicidade na estimativa dos parâmetros, pois na forma logarítmica a função Cobb-Douglas é linear

---

<sup>6</sup> De acordo com Agner *et al.* (1977) e Chambers (1988), o objetivo do modelo é estimar uma função de produção em que espera-se obter o máximo produto a partir da combinação de insumos, considerando determinado nível tecnológico. Porém, nada garante que se esteja utilizando uma combinação eficiente de fatores que maximizem a produção, uma vez que podem existir ineficiências técnicas na utilização desses fatores. Isso implica que a unidade pode estar produzindo abaixo da fronteira máxima de produção.

nos parâmetros; 2) os coeficientes da regressão fornecem as elasticidades de produção, podendo ser comparadas entre si; 3) por se tratar de uma função homogênea, o somatório dos coeficientes da regressão determina os rendimentos à escala; e 4) se comparada à forma funcional transcendental logarítmica (translog), a função de produção Cobb-Douglas apresenta um pequeno número de parâmetros a serem estimados, sendo menos susceptível aos comuns problemas de multicolinearidade na estimativa da função de produção. Sendo assim, optou-se pela utilização da função Cobb-Douglas, com imposição de retornos constantes à escala para os fatores de produção.

Assim, incorporando variáveis *dummies* para os Estados federativos e grupos de área total, a fronteira de produção, ponderada pelos pesos de entropia, pode ser especificada como:

$$\ln Y_i = \sum_{i=1}^n \ln \beta_i X_i + \sum_{r=1}^4 R_r + \sum_{g=1}^3 G_g + v_i - u_i \quad (3)$$

em que  $Y_i$  é o valor da produção agropecuária do estabelecimento representativo  $i$ ;  $X_i$  é o vetor dos fatores de produção (área, trabalho, despesas com insumos, capital);  $R_r$  são *dummies* para representar as regiões brasileiras;  $G_g$  são *dummies* para representar os grupos de área; e  $\beta$  é um vetor dos parâmetros a serem estimados, que definem a tecnologia de produção. Destaca-se aqui que a inclusão das *dummies* foi necessária para captar características fixas de cada grupo de área ou estado, além de tentar controlar possível autocorrelação espacial, de forma a obter uma estimativa da eficiência, livre desses efeitos.

Os termos de erro  $v_i$  e  $u_i$  são vetores que representam componentes distintos do erro:  $v_i$  é o termo de erro aleatório, com distribuição normal, independente e identicamente distribuída (iid), truncada em zero e com variância  $\sigma_v^2 [v \sim iid \quad N(0, \sigma_v)]$  e capta os efeitos estocásticos fora do controle da unidade produtiva, como erros de medida e clima, por exemplo; e  $u_i$  é responsável por captar a ineficiência técnica do *i-ésimo* grupo, isto é, a parte do erro que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção, e são variáveis aleatórias não-negativas.

Após estimada a função fronteira, para obter a medida de eficiência técnica executa-se o procedimento de Jondrow *et al.* (1982) na separação dos desvios da fronteira em seus componentes aleatórios e de ineficiência. Segundo este procedimento, a eficiência técnica pode ser definida como a razão entre o produto observado e o produto potencial da amostra. Assim, a expressão para eficiência técnica de determinada observação pode ser definida da seguinte forma:

$$ET_i = \frac{Y_i}{Y_i^*} = \frac{\exp(X_i \beta + v_i) \exp(-u_i)}{\exp(X_i \beta + v_i)} = \exp(-u_i) \quad (4)$$

em que o valor de  $ET_i$  estará situado no intervalo  $[0;1]$ , sendo que zero representa completa ineficiência e 1, plena eficiência.

Cabe ressaltar que na estimação da fronteira de produção, serão incorporados um vetor de variáveis explicativas do termo de erro relativo à ineficiência técnica ( $\mu_i$ ), incluindo as variáveis representativas as políticas de crédito rural total, e sua desagregação em crédito pronaf e crédito de outras fontes. Sendo assim, a equação estimada para identificar os efeitos de tais variáveis sobre o desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários brasileiros foi especificada da seguinte forma:

$$\mu_i = \alpha_0 + \alpha_1 Z_i + \sum_{g=1}^3 G_g \quad (5)$$

em que  $\mu_i$  representa a ineficiência técnica do estabelecimento agropecuário;  $Z_i$  representa o vetor de variáveis explicativas da ineficiência (crédito, assistência, escolaridade, proprietário);  $G_g$  são *dummies* para representar os grupos de área; e  $\alpha$  os parâmetros a serem estimados. Na próxima seção são apresentadas as definições das variáveis consideradas, bem como a estratégia adotada para a criação das variáveis de

tratamento.

### *3.3. Fonte e tratamento dos dados*

Para identificar os efeitos do crédito rural no desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários brasileiros foram utilizados os dados do Censo Agropecuário de 2017, provenientes do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Como mencionado anteriormente, a análise do crédito na presente pesquisa foi realizada considerando três grupos principais de interesse (cada qual representando uma possibilidade de “tratamento”), quais sejam: 1) Crédito rural: sendo considerados os estabelecimentos que declararam ter obtido financiamento independente da fonte; 2) Pronaf: estabelecimentos que obtiveram crédito proveniente do PRONAF; 3) Outra fonte: estabelecimentos que obtiveram crédito de outras fontes, exceto PRONAF (INCRA, Programa Terra Forte e Terra Sol, Programa de apoio a projetos de infraestrutura e serviços nos territórios rurais - PROINF, Programa Fomento, Programa Nacional de apoio ao médio produtor rural – PRONAMP, e outros a níveis federais, estaduais e municipais). No Brasil, 784,5 mil estabelecimentos declararam terem obtido financiamento (aproximadamente 15.5% do total), sendo 320,9 mil referentes ao PRONAF e 463,6 provenientes de outras fontes.

Os dados disponibilizados pelo Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA, representam informações agregadas para cada município, o que implicaria em grande heterogeneidade em nossa amostra. Para evitar esta limitação, foram criados estabelecimentos representativos em cada município, seguindo a estratégia adotada por Helfand et al. (2015), Freitas et al. (2019) e outros. Estes estabelecimentos representativos foram criados pela divisão do valor total de cada variável em um município, pelo número de estabelecimentos daquele município. Por exemplo, a variável original referente ao trabalho (apresentada a seguir) representa o agregado de trabalhadores em determinado município. Então, este total é dividido pelo número de estabelecimentos do município para criar um estabelecimento representativo, que contém a média de trabalhares por estabelecimento, e este procedimento é feito com as demais variáveis utilizadas. Assim, em cada município, construiu-se uma unidade representativa. Este procedimento foi necessário, visto que ainda não foi possível ter acesso direto aos microdados do censo agropecuário na sala de sigilo do IBGE. Para controlar efeitos causados por outliers na amostra, foram removidas observações no limite superior e inferior (considerando o limite de 5%) da distribuição da variável de resultado principal, valor bruto da produção. Assim, a amostra final foi composta por 4.740 estabelecimentos representativos.

Como explicado na seção anterior, para realizar o pareamento da amostra para os grupos de interesse, foi necessário criar dummies representativas das variáveis relacionadas ao recebimento de crédito. Para os três tratamentos considerados (Crédito total, Pronaf e Crédito de outra fonte) foram criadas dummies que recebem o valor de 1 caso o estabelecimento representativo apresente uma taxa de recebimento de crédito superior à média somada a 1 desvio padrão. Assim, esta variável indicará unidades representativas com alta incidência de recebimento do respectivo crédito rural. Para a análise do efeito das políticas na eficiência técnica, utilizou-se os dados do Relatório do Crédito Rural do Banco Central do Brasil – BACEN, referente ao valor total disponibilizado para cada município das três fontes de créditos analisadas na pesquisa (crédito rural agregado, crédito via Pronaf, e crédito de outros programas/fontes). Para tal, foi considerado o montante disponibilizado entre agosto de 2016 e julho de 2017, para representar o crédito ofertado em cada município no ano safra anterior à realização do Censo Agropecuário de 2017.



Quanto às demais variáveis utilizadas nos dois modelos empíricos estimados, estas são definidas como se segue: *Valor da Produção*, refere-se à soma do valor da produção vegetal e animal (excluindo o valor gerado pela agroindústria); *Trabalho*, refere-se ao total do pessoal ocupado com mais de 14 anos; *Capital*, soma do total de tratores, colheitadeiras, semeadeiras e adubadeiras; *Despesas*, soma dos gastos com adubos, agrotóxicos, sementes, medicamentos para animais, sal e rações, máquinas e combustíveis; *Escolaridade*, refere-se ao percentual de produtores com ensino superior ou pós graduação (mestrado e/ou doutorado), representando uma medida de alta escolaridade; *Proprietário*, refere-se ao percentual de produtores na condição legal de proprietário do seu estabelecimento; *Assistência*, refere-se ao percentual de produtores que declararam ter recebido orientação técnica. Além disso, foram criadas dummies para controle quanto ao tamanho do estabelecimento, considerando 4 grupos de área, quais sejam: 0 a 10 hectares, 10 a 100 hectares, 100 a 1000 hectares e acima de 1000 hectares.

#### **4. Resultados e Discussão**

##### *4.1. Descrição das variáveis, Pareamento por Entropia e Efeito de Tratamento*

A Tabela 1 mostra o resultado do pareamento utilizando o método de Entropia. Em média, as propriedades que tiveram acesso ao crédito rural (considerando todas as fontes) e ao crédito de outras fontes, apresentaram maior área quando comparados aos estabelecimentos que não tiveram acesso a esses tipos de financiamento. Por outro lado, os estabelecimentos representativos que não tiveram acesso ao Pronaf apresentaram maior área do que as propriedades com acesso ao programa. Os estabelecimentos que receberam crédito de todas as fontes, Pronaf e outras fontes de crédito rural, têm maior taxa de produtores na condição de proprietário da terra em relação a aqueles que não receberam nenhum destes tipos de financiamento.

As despesas com insumos (serviços, adubos, sementes, agrotóxicos, medicamentos para animais entre outros), o capital (trator, semeadeira, colheitadeira e adubadeira) e a taxa de produtores que receberam assistência técnica são maiores para as propriedades que foram atendidas pela política de crédito rural, independente da fonte do crédito. Em relação ao trabalho, o total de pessoal ocupado acima de 14 anos nas propriedades que tiveram acesso ao crédito rural total e ao Pronaf foi menor quando comparado aos estabelecimentos que não tiveram acesso a estes tipos de crédito. Já para as propriedades que obtiveram financiamento por meio de outras fontes, o número de trabalhadores em 2017 foi, em média, 3,5, enquanto que o número médio para os demais estabelecimentos foi de 3,3.

Quanto à escolaridade, não há grandes diferenças médias entre os estabelecimentos que receberam o crédito rural considerando todas as fontes e os demais. As propriedades que receberam o Pronaf têm menor proporção de dirigentes com nível superior e/ou mestrado e doutorado se comparados aos estabelecimentos atendidos pelos demais programas (6.6%). Já entre os estabelecimentos representativos que receberam financiamento de outras fontes, 13.2% têm produtores com o nível de escolaridade mais elevado.

Ainda em relação a Tabela 1, é importante ressaltar que antes de realizar o balanceamento por entropia, as médias entre os grupos de tratados e controle apresentavam diferenças significativas. Após a realização do ajustamento pelo método de entropia, tem-se um equilíbrio entre as médias, o que pode ser verificado pela não significância da hipótese nula do teste de igualdade das médias. Portanto, para cada grupo de tratados, há um contrafactual similar, diferenciando-se apenas pelo recebimento ou não do crédito rural total, Pronaf ou crédito de outras fontes.

**Tabela 1 – Média das variáveis utilizadas e resultados do Balanceamento por Entropia.**

<b>Antes do Balanceamento por Entropia</b>							
Variáveis	Amostra Total	Credito	Controle (sem credito)	Pronaf	Controle	Outra fonte	Controle
<i>Area</i>	69.197	61.03***	57.2	31.53***	56.45	100.6***	56.45
<i>Capital</i>	1.170	2.05***	0.756	1.622***	0.762	2.319***	0.767
<i>Trabalho</i>	3.533	3.203***	3.262	2.854***	3.273	3.551***	3.273
<i>Despesas</i>	69.570	74.81***	36.97	56.27***	37.32	83.96***	37.32
<i>Assistência</i>	0.304	0.523***	0.235	0.545***	0.24	0.411***	0.24
<i>Escolaridade</i>	0.099	0.097***	0.096	0.066***	0.096	0.132***	0.095
<i>Proprietário</i>	0.894	0.925***	0.8905	0.926***	0.891	0.917***	0.891
<b>Após Balanceamento por Entropia</b>							
<i>Area</i>	69.197	61.03 <sup>NS</sup>	61.03	31.53 <sup>NS</sup>	31.53	100.6 <sup>NS</sup>	100.6
<i>Capital</i>	1.170	2.05 <sup>NS</sup>	2.049	1.622 <sup>NS</sup>	1.623	2.319 <sup>NS</sup>	3.317
<i>Trabalho</i>	3.533	3.203 <sup>NS</sup>	3.203	2.854 <sup>NS</sup>	2.855	3.551 <sup>NS</sup>	3.55
<i>Despesas</i>	69.570	74.81 <sup>NS</sup>	74.8	56.27 <sup>NS</sup>	56.16	83.96 <sup>NS</sup>	83.89
<i>Assistência</i>	0.304	0.523 <sup>NS</sup>	0.523	0.545 <sup>NS</sup>	0.544	0.411 <sup>NS</sup>	0.411
<i>Escolaridade</i>	0.099	0.097 <sup>NS</sup>	0.097	0.066 <sup>NS</sup>	0.065	0.132 <sup>NS</sup>	0.132
<i>Proprietário</i>	0.894	0.925 <sup>NS</sup>	0.925	0.926 <sup>NS</sup>	0.926	0.917 <sup>NS</sup>	0.917
EF - Regiões	sim	sim	sim	Sim	sim	Sim	Sim
Nº Obs	5239	1144	3596	540	3580	490	3580

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do Censo Agropecuário de 2017.

Nota: \*\*\*- médias são estatisticamente diferentes do grupo de controle (sem crédito) a 1%; ns – médias são estatisticamente iguais ao grupo de controle a 1%. EF – Efeito fixo.

A Tabela 2 mostra o efeito de tratamento do crédito rural no valor da produção agropecuária. De modo geral, os coeficientes estimados apresentaram significância estatística e sinais conforme o esperado. Para a variável indicativa do crédito rural, o resultado evidenciou que para os estabelecimentos representativos com alta taxa de recebimento de crédito, considerando todas as fontes, há um aumento de, em média, 18,2% do seu valor bruto da produção (VBP). A oferta de crédito rural tende a elevar a renda dos produtores, dando-lhes a oportunidade de adquirir insumos, bem como ter acesso a novas tecnologias, o que possibilita um aumento na produção agropecuária. Neste sentido, Neves et al. (2018) verificaram que de fato a política de crédito rural levou a aumentos na renda familiar rural. Contudo, também encontraram que tal política ampliou a desigualdade de renda no meio rural, embora o Pronaf, seja menos desigual.

**Tabela 2 – Efeito de Tratamento do Crédito Rural no Valor da Produção agropecuária.**

Log(Valor da Produção)	Coef.	SD	t	P> t
<b>Crédito Rural</b>				
<i>Efeito de Tratamento</i>	0.1818788***	0.0321891	5.65	0.000
Constante	4.484591***	0.0227611	197.03	0.000
<b>Pronaf</b>				
<i>Efeito de Tratamento</i>	0.1240154***	0.0299566	4.14	0.000

Constante	4.318091***	0.0211825	203.85	0.000
<b>Crédito - Outra fonte</b>				
<i>Efeito de Tratamento</i>	0.2456399***	0.0425285	5.78	0.000
Constante	4.386102***	0.0300722	145.85	0.000

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Nota: \*\*\* estatisticamente significativo a 1%.

Em relação ao Pronaf, os resultados indicaram que se o estabelecimento representativo receber este tipo de crédito, aumenta em 12,4% o seu VBP. Como mostra a Tabela 2, o coeficiente estimado para esta variável apresentou o menor valor em relação as demais. Este resultado era esperado, dado que o montante disponibilizado pelo Pronaf é menor se comparado as outras fontes de financiamento. De certo modo, o resultado corrobora os encontrados por Araujo e Viera Filho (2018) que verificaram uma resposta positiva e crescente no valor da produção em relação a um impulso no valor do Pronaf. De maneira semelhante, Oliveira (2015) destacou uma influência positiva do Pronaf sobre o aumento da produção. Já para o coeficiente da variável crédito considerando outras fontes, verifica-se que o fato de o estabelecimento ter acesso a esse tipo de financiamento, aumenta, em média, 24,6% o seu VBP.

Além do efeito de tratamento do acesso às políticas de crédito sobre o valor da produção, este capítulo buscou analisar também o efeito do montante do financiamento disponibilizado em cada município sobre a eficiência técnica média das unidades representativas consideradas. Assim, a Tabela 3 apresenta a distribuição do montante de crédito e número de contratos, por região, considerando o período entre agosto de 2016 e julho de 2017, compreendendo um ano safra anterior à realização do Censo Agropecuário de 2017.

**Tabela 3 – Valor total financiado via crédito rural total, Pronaf e crédito de outro programa, por região entre agosto de 2016 e julho de 2017.**

Região	Crédito Total		Pronaf		Outra Fonte	
	Valor (R\$ milhões)	(%)	Valor (R\$ milhões)	(%)	Valor (R\$ milhões)	(%)
<i>Norte</i>	6896	4%	1709	6%	5187	4%
<i>Nordeste</i>	11205	7%	3600	13%	7605	6%
<i>Sudeste</i>	38831	25%	4478	16%	34353	27%
<i>Sul</i>	61112	39%	16010	58%	45102	35%
<i>Centro-Oeste</i>	38341	25%	1921	7%	36420	28%
<b>Brasil</b>	<b>156385</b>	<b>100%</b>	<b>27718</b>	<b>100%</b>	<b>128667</b>	<b>100%</b>

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do BACEN.

Nota: (%) refere-se à porcentagem em relação ao total do Brasil. Obs: As informações na tabela referem-se apenas aos municípios com unidades representativas após o pareamento da amostra e controle por outliers.

Como pode ser observado pelos dados apresentados na Tabela 3, entre agosto de 2016 e julho de 2017 foram disponibilizados aproximadamente R\$ 156 bilhões para a agropecuária brasileira, sendo R\$ 27.7 bilhões como crédito referente ao Pronaf e R\$ 128.7 bilhões referentes aos demais programas. É importante notar que, independentemente da fonte de crédito considerada, mais de 80% do volume disponibilizado foi direcionado para as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste,

demonstrando significativa concentração destes recursos. Apenas a região Sul, por exemplo, absorveu cerca de 39% do crédito total, 58% do Pronaf e 35% do montante ofertado por outros programas. Na próxima seção são apresentados os resultados com intuito de investigar se o aumento do montante de crédito estaria associado a redução da ineficiência da agropecuária dos municípios brasileiros.

#### 4.2. Crédito Rural e Eficiência técnica

Nesta seção, são apresentados os resultados do efeito do crédito rural sobre a eficiência dos estabelecimentos representativos considerados. O procedimento foi realizado considerando três grupos de amostra: crédito total, sendo contabilizadas todos estabelecimentos representativos da amostra; Pronaf, sendo excluídos estabelecimentos que receberam crédito de outra fonte ou programa; Crédito de outra fonte, sendo excluídos estabelecimentos intensivos no recebimento do Pronaf. Como mencionado nas seções anteriores, esta estratégia foi necessária para que seja possível isolar, em cada estimativa, o efeito de cada política na ineficiência técnica da fronteira de produção. Para tal, em cada fronteira acrescentou-se um vetor de variáveis explicativas da ineficiência técnica, incluindo o valor total disponibilizado para cada uma das fontes de crédito consideradas em cada município. Ressalta-se novamente que a forma funcional especificada para a fronteira de produção foi a Cobb-Douglas, sendo os parâmetros foram obtidos por estimadores de Máxima Verossimilhança.

A Tabela 4 apresenta os resultados das fronteiras estocásticas estimadas. Nota-se que, pelo fato de as variáveis referentes aos fatores de produção terem sido transformadas em seu logaritmo natural, os coeficientes obtidos representam as respectivas elasticidades, as quais devem ser interpretadas em termos percentuais. Além disso, ressalta-se que o procedimento de *bootstrap* foi utilizada para obtenção dos erros-padrão robustos, de forma a solucionar o problema da heterocedasticidade e garantindo, assim, maior robustez aos resultados. Para melhor visualização da Tabela 4, os coeficientes estimados para os efeitos fixos das regiões e grupos de área foram omitidos.

**Tabela 4 – Estimação da Fronteira Estocástica de Produção para a amostra total e para os diferentes grupos de tratamento considerados.**

	(1)	(2)	(3)
Log(VBP)	Crédito Total	Pronaf	Crédito - Outra fonte
<i>lx1</i>	0.209*** (0.012)	0.192*** (0.0124)	0.194*** (0.0131)
<i>lx2</i>	0.166*** (0.011)	0.151*** (0.0110)	0.188*** (0.0122)
<i>lx3</i>	0.529*** (0.001)	0.581*** (0.0089)	0.560*** (0.0070)
<i>lx4</i>	0.097*** (0.008)	0.0765*** (0.0085)	0.0587*** (0.0070)
<i>Constante</i>	2.086*** (0.054)	2.158*** (0.0734)	1.751*** (0.051)
Determinantes Ineficiência Técnica (Usigma)			
<i>Crédito Total</i>	-0.522*** (0.051)	-	-
<i>Pronaf</i>	-	-0.456*	-

	-	(0.043)	-
<i>Outra Fonte</i>	-	-	-0.203***
	-	-	(0.019)
<i>Assistência</i>	-2.207***	-3.071***	-0.052 <sup>NS</sup>
	(0.350)	(0.248)	(0.292)
<i>Escolaridade</i>	-2.658***	0.501 <sup>NS</sup>	-1.581**
	(0.977)	(0.1.081)	(0.636)
<i>Proprietário</i>	1.745***	0.882 **	2.164***
	(0.311)	(0.344)	(0.251)
<i>Tamanho do estabelecimento:</i>			
<i>10 a 100 hectares</i>	0.423**	0.147 <sup>NS</sup>	1.172***
	(0.199)	(0.189)	(0.310)
<i>100 a 1000 hectares</i>	0.963***	-0.265 <sup>NS</sup>	1.577***
	(0.292)	(0.325)	(0.367)
<i>&gt; 1000 hectares</i>	-1.752*	-4.758 <sup>NS</sup>	-2.191*
	(1.536)	(19.611)	(1.223)
<i>Constante</i>	0.671 <sup>NS</sup>	1.093***	-4.532***
	(0.0.456)	(0.469)	(0.397)
<i>Vsigma</i>	-2.458***	-2.433***	-2.108***
	(0.0331)	(0.0327)	(0.0367)
<i>Efeito Fixo Região</i>	sim	sim	sim
<i>Efeito Fixo Tamanho</i>	sim	sim	sim
<i>Nº Obs.</i>	4,740	4,120	4,070

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa. Nota: x1 – Área ; x2 – Trabalho; x3 – Despesas; x4 – Capital. Tamanho – refere-se às 4 classes de tamanho do estabelecimento consideradas (categoria base 0 a 10 hectares). \*\*\* estatisticamente significativo a 1%.; \*\* estatisticamente significativo a 5%; \* estatisticamente significativo a 10%; NS – não significativo.

Os resultados apresentados na Tabela 4 mostram que, em todos os modelos estimados, o fator de produção referente às despesas com insumos (lx3) apresentou a maior elasticidade, sendo aproximadamente 0.6 nas três estimativas. Este resultado indica que um aumento em 10% nos gastos com adubos, agrotóxicos, medicamentos para animais e outros insumos estaria associado a um aumento do valor bruto da produção - VBP em 6%, mantendo os demais constantes (e, aproximadamente, 5% para o modelo referente ao crédito total). Este resultado vai de encontro ao obtido por Helfand et al. (2015) e Freitas et al. (2018) que, ao estimarem fronteiras estocásticas para o Brasil e grupos específicos, também identificaram maior elasticidade para este fator de produção<sup>7</sup>. A área utilizada (lx1) também apresentou importante contribuição na formação do VBP, sendo o fator de produção com a segunda maior elasticidade nos modelos estimados. Considerando os três modelos estimados, os resultados indicaram que o aumento em 10% na área utilizada com lavouras e pastagens poderia elevar o VBP dos estabelecimentos representativos em 2.1%, 1.9% e 1.9% na média, respectivamente.

Quanto ao fator trabalho (lx2), representado pelo número de pessoas ocupadas na atividade agropecuária com mais de 14 anos, as elasticidades encontradas para o modelo

<sup>7</sup> As elasticidades encontradas por Helfand et al. (2015) e Freitas et al. (2018) foram 0.62 e 0.44, respectivamente.

geral para Crédito, Pronaf e Crédito outra fonte foram respectivamente, 0.17, 0.15 e 0.19. Embora a quantidade média de pessoas ocupadas não seja muito diferente nos grupos considerados, como observado na Tabela 1, a maior elasticidade para o modelo relativo ao crédito de outra fonte pode estar associado à maior presença de mão de obra qualificada para o grupo de produtores que com acesso a este tipo de financiamento. Já o fator capital (lx4) foi aquele que apresentou menor elasticidades em todos os modelos. A maior elasticidade deste fator no modelo específico para o Crédito via Pronaf pode ser explicada pela menor presença de maquinários, em média, quando comparado aos demais grupos, implicando em um retorno maior, em termos de valor da produção, como resultado da adição de unidades adicionais deste fator de produção.

A segunda parte da Tabela 3 apresenta os resultados dos determinantes da ineficiência técnica dos estabelecimentos representativos para os três grupos de amostras consideradas quanto ao tipo de crédito. Ressalta-se que os coeficientes obtidos não representam os efeitos marginais de cada variável, sendo interpretados aqui, portanto, de acordo com o sinal encontrado. Em relação aos resultados obtidos, observa-se que nos 3 modelos estimados o aumento da disponibilidade dos recursos do crédito rural geral, Pronaf e demais programas estaria associado a uma redução da ineficiência técnica dos estabelecimentos representativos de cada município. Como esperado, independentemente do grupo de produtores considerados (se agricultura familiar ou não) a menor restrição financeira proporcionada pelo maior montante de crédito disponibilizado para o município permite que o estabelecimento tenha mais recursos para adquirir insumos produtivos modernos, adotar tecnologias produtivas e obter serviços de apoio à produção de modo a obter um melhor desempenho produtivo, em consequência da utilização mais eficiente dos seus fatores de produção. Freitas et al. (2019), ao analisarem determinantes da eficiência técnica no Brasil rural, também identificaram efeitos positivos do crédito sobre o desempenho produtivo.

A maior incidência no recebimento de assistência técnica (*Assistência*), embora não estatisticamente significativa no modelo para o crédito obtido de outra fonte, também esteve associada a uma redução da ineficiência técnica dos estabelecimentos representativos analisados. Este resultado era esperado, dado o papel deste serviço em facilitar o acesso à novas informações, conhecimentos e tecnologias pelos estabelecimentos, bem como desenvolver as habilidades e capacidade de gerenciamento do produtor rural. Apesar do coeficiente estimado não indicar diretamente uma sinergia entre a assistência técnica e o financiamento, Costa e Freitas (2018) mostram que a atuação das duas políticas pode ser ainda mais benéfica ao produtor, visto que o serviço extensionista pode permitir um uso mais eficiente do montante obtido pelos programas de crédito elevando também, indiretamente, o próprio retorno do financiamento no desempenho da atividade agropecuária.

Quanto a variável representativa da parcela de produtores na condição de proprietário da terra (*Proprietário*), os resultados indicaram um efeito positivo na ineficiência técnica. Este resultado não era esperado, visto que o incentivo do proprietário da terra para realização de investimentos em tecnologia de inovação e outros de longo prazo, os quais seriam capazes de elevar a eficiência produtiva, é maior e, portanto, esperava-se que tais estabelecimentos estivessem relacionados a melhores desempenhos produtivos. Em relação às classes de tamanho do estabelecimento, os resultados para o modelo de Crédito geral e crédito de outra fonte (exceto Pronaf) indicaram que os estabelecimentos representativos com área acima de 1000 hectares foram aqueles com a menor ineficiência técnica, se comparado às demais classes.

Os escores de eficiência técnica dos três modelos são apresentadas na Tabela 5. A maior eficiência média foi encontrada para o modelo referente ao crédito de outra fonte.

O escore obtido por este grupo foi de aproximadamente 80.0%, indicando que é possível elevar em até 20.0% o desempenho produtivo dos estabelecimentos representativos deste grupo, sem alterar a quantidade utilizada dos fatores de produção. Para os grupos referentes ao crédito rural total e ao Pronaf foram identificadas eficiências relativamente menores, sendo o escore médio 79.0% e 76.7%, respectivamente.

**Tabela 5 – Média e Desvio padrão dos escores de Eficiência Técnica para os grupos considerados.**

	Crédito Total		Pronaf		Crédito - Outra fonte	
	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão	Média	Desvio Padrão
<i>Eficiência Média</i>	<b>0.790</b>	0.139	<b>0.767</b>	0.145	<b>0.804</b>	0.118
<i>Recebe Crédito</i>	0.840	0.125	0.841	0.130	0.821	0.113
<i>Não Recebe</i>	0.774	0.139	0.756	0.143	0.801	0.119
Diferença	0.066		0.085		0.020	

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa. Nota: O campo “diferença” representa apenas a diferença no escore médio e não um “impacto” da política de crédito na eficiência técnica.

Embora não sejam diretamente comparáveis, podemos perceber que, em média, os estabelecimentos representativos que tiveram acesso ao Pronaf tem uma maior diferença em seus escores de eficiência técnica em comparação aos estabelecimentos que não obtiveram nenhum financiamento (8.5 pontos percentuais), se comparado às diferenças obtidas com as demais fontes de crédito. Este resultado pode sinalizar um maior ganho (em termos marginais) para o Pronaf visto que envolve estabelecimentos com maiores restrições financeiras no desenvolvimento da atividade e, assim, podem obter maiores ganhos de desempenho ao aliviar tais entraves pela obtenção do crédito.

## 5. Considerações finais

O objetivo do presente capítulo foi identificar os efeitos do crédito rural sobre o desempenho dos produtores agropecuários brasileiros, com base nas informações do Censo Agropecuário de 2017. Especificamente, investigou-se o efeito do crédito rural total, do Pronaf e do crédito obtido por outra fonte e/ou programa sobre duas medidas representativas do desempenho produtivo: o valor da produção e a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros.

Entre os resultados obtidos, verificou-se que independentemente do tipo de crédito analisado, estabelecimentos representativos com alta incidência no recebimento do crédito estiveram associados a maiores níveis no valor bruto da produção. Após controlar para diferenças nas características observáveis dos grupos de controle (estabelecimentos representativos com baixa taxa de produtores com financiamento) e tratamento (estabelecimentos representativos com alta taxa de produtores com financiamento), foi identificado um maior impacto para o crédito oriundo de outras fontes que não o Pronaf. Resultado similar foi identificado para eficiência técnica, sendo a maior eficiência média também identificada quando se considerou apenas estes outros tipos de crédito. No

entanto, todas as modalidades analisadas contribuíram para redução da ineficiência técnica dos estabelecimentos representativos considerados.

Embora os resultados tenham indicado efeitos positivos do crédito no meio rural como um todo, há ainda entraves no que tange a distribuição dos recursos que podem limitar a efetividade da política no meio rural brasileiro. Apesar de mais de 80% dos produtores serem classificados como familiares, e grande parte desse público enfrentarem significativas restrições financeiras, o montante total de recursos para este público é significativamente inferior ao alocado para a agricultura comercial. Além disso, a distribuição deste recurso atende a uma ótica produtivista, com priorização nas regiões Centro-Sul do país, mesmo que a maior parte dos estabelecimentos familiares estejam alocados no Nordeste rural. Tais questões precisam ser levados em conta em discussões com intuito de aperfeiçoamento das políticas de crédito pois, caso contrário, a tendência será a visualização de um efeito dual da política. Isto é, por um lado demonstrando a efetividade em elevar os níveis de produção dos estabelecimentos, mas, por outro, podendo gerar um efeito indesejável sobre a desigualdade de renda dentro deste segmento.

### Referências

AIGNER, D.J.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of econometrics**, Lausanne, v.6, n.1, p.21-37, jul. 1977.

ARAÚJO, J. A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Análise dos impactos do Pronaf na agricultura do Brasil no período de 2007 a 2016**. Texto para Discussão, 2018.

BUAINAIN, Antônio Márcio et al. **O mundo rural no Brasil do século 21**. Embrapa: Brasília, Brazil, 2014.

BACEN – Banco Central do Brasil. Matriz de Dados do Crédito Rural. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/reportmicrrural?path=conteudo%2FMDCR%2FReports%2FqvcCusteioMunicipioProduto.rdl&nome=Quantidade%20e%20Valor%20dos%20Contratos%20de%20Custeio%20por%20Munic%3ADpio%20e%20Produto&exibeparametros=true&botoesExportar=true>. Acesso em abril de 2020.

CASTRO, E. R.; TEIXEIRA, E. C. Rural credit and agricultural supply in Brazil. **Agricultural Economics**, v. 43, n.3, p. 293-302, 2012.

CHAMBERS, R.G. **Applied production analysis: a dual approach**. Cambridge: Cambridge University Press, 1988. 331p.

COELLI, T.J.; BATTESE, G. E. Identification of factors which influence the technical inefficiency of Indian farmers. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v.40, n.2, p. 103-128, 1996.

COSTA, L. V.; FREITAS, C. O. Crédito e extensão rural: impactos isolados e da sinergia sobre a eficiência técnica dos agricultores brasileiros. In: 46º Encontro Nacional de Economia - ANPEC, Rio de Janeiro – RJ, 2018.

DAMASCENO, N. P.; KHAN, A. S.; LIMA, P. V. P. S. O impacto do Pronaf sobre a sustentabilidade da agricultura familiar, geração de emprego e renda no Estado do Ceará. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 49, n. 1, p. 129-156, 2011.

FREITAS, C. O. de; **Three essays on the effect of rural extension in the Brazilian**



**agricultural sector.** Viçosa, MG: UFV, 2018. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

FREITAS, C. O., TEIXEIRA, E. C., BRAGA, M. J., SCHUNTZEMBERGER, A. M. S. Technical efficiency and farm size: an analysis based on the Brazilian agriculture and livestock census. **Italian Review of Agricultural Economics**, v. 74, n. 1, p. 33-48, 2019.

GARCIAS, M. O.; KASSOUF, A. L. Assessment of rural credit impact on land and labor productivity for Brazilian family farmers. **Nova Economia**, v. 26, n. 3, p. 721-746, 2016.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T. **Produtividade da agricultura brasileira – impactos de políticas.** In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL. Vol.56, 2018.

GASQUES, J. G.; BACCHI, M. R. P.; BASTOS, E. T. Impactos do crédito rural sobre variáveis do agronegócio. **Revista de Política Agrícola**, v. 26, n. 4, p. 132-140, 2017.

HAINMUELLER, J. Entropy balancing for causal effects: A multivariate reweighting method to produce balanced samples in observational studies. **Political Analysis**, v.20, n.1, p. 25-46, 2012.

HELFAND, S.M., LEVINE, E.S. Farm Size and the Determinants of Productive Efficiency in the Brazilian Center-West. **Agricultural Economics**, v. 31, p. 241-49, 2004.

HELFAND, S. M.; MAGALHÃES, M. M.; RADA, N. E. **Brazil's agricultural total factor productivity growth by farm size.** Inter-American Development Bank, IDB Working paper series n. 609, 2015.

JONDROW, J; LOVELL, C.A.K.; MATEROV, I.S.; SCHMIDT, P. **On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model.** Journal of econometrics, Lausanne, v.19, n.2-3, p.233-238, aug. 1982.

MAGALHÃES, A. M., SILVEIRA NETO, R., DIAS, F. D. M., BARROS, A. R. (2006). A experiência recente do PRONAF em Pernambuco: uma análise por meio de propensity score. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 1, p. 57-74, 2006.

NEVES, M. D. C. R.; FREITAS, C. O.; SILVA, F. F.; COSTA, D. C. M. ; BRAGA, M. J. Rural Credit and Income Differential in Brazil: an Unconditional Quantile Regression approach. In: 46º Encontro Nacional de Economia - ANPEC, Rio de Janeiro – RJ, 2018.

OLIVEIRA, K. C. S. **Avaliação dos impactos do Programa Nacional de Fortalecimento da Agricultura Familiar (Pronaf) sobre as economias locais do estado da Bahia.** 2015. Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual de Santa Cruz, Bahia, 2015.

TEIXEIRA, E. C. ; MIRANDA, M. H. ; FREITAS, C. O. . **Políticas governamentais aplicadas ao agronegócio.** 1. ed. Viçosa, MG: Editora UFV, v. 1., 199p, 2014.

RADA, N.; VALDES, C. **Policy, Technology, and Efficiency of Brazilian Agriculture.** Economic Research Service (ERS). Economic Research Report number 137, United States Department of Agriculture (USDA), July 2012.