

Crédito e extensão rural: impactos isolados e da sinergia sobre a eficiência técnica dos agricultores brasileiros¹

Lorena Vieira Costa
Universidade Federal de Viçosa
lorenavclelis@gmail.com

Carlos Otávio de Freitas
Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro
carlos.freitas87@gmail.com

Área 11 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente

Resumo: O objetivo desta pesquisa foi verificar os efeitos isolados e da sinergia entre o crédito rural e extensão rural sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros. Utilizaram-se os microdados do Censo Agropecuário de 2006, acessados diretamente na sala de sigilo do IBGE. Como estratégia empírica, foi utilizada uma abordagem que combina a estrutura de fronteira estocástica de produção, levando em conta o viés de seleção na adoção das políticas (abordagem de Heckman), com a técnica de balanceamento por entropia. Os resultados mostram que o crédito e a extensão rural contribuem, de fato, para o aumento da eficiência técnica na utilização dos fatores produtivos. Além disso, a eficiência técnica dos estabelecimentos que acessam simultaneamente as duas políticas foi relativamente superior às demais, confirmando a hipótese da existência do efeito de sinergia entre tais instrumentos. A análise do efeito incremental de cada política ainda sugere ser mais efetivo o acesso primeiro a extensão rural, o qual, dentre outras finalidades, poderia garantir um uso eficaz do montante obtido via crédito rural.

Palavras-chave: Crédito Rural, Extensão Rural, Sinergia, Eficiência Técnica

***Abstract:** In this paper we seek to estimate the impacts and the possible synergies between rural credit and rural extension on the technical efficiency of Brazilian agricultural establishments. We used the microdata of the Agricultural Census of 2006, accessed directly in the IBGE secrecy room. As for the empirical strategy, we conducted a procedure that combines the stochastic production frontier, taking into account the selection bias in the adoption of policies (Heckman's approach), with the technique of entropy balancing. The results show that credit and rural extension contribute, in fact, to increase the technical efficiency in the use of productive factors. In addition, the technical efficiency of the establishments that access both policies was relatively superior to the others, confirming the hypothesis of the synergistic effect between these instruments. The analysis of the incremental effect of each policy still suggests to be more effective the first access to the rural extension, which, among other purposes, could guarantee an effective use of the amount obtained through rural credit.*

KeyWords: Rural Credit, Rural Extension, Synergy, Technical Efficiency

Classificação JEL: Q12, Q16, Q18

1. Introdução

O estudo do desempenho produtivo dos agricultores brasileiros e dos fatores que contribuem para sua elevação merece atenção por três principais razões. Primeiro, porque o estímulo ao desempenho é importante meio de crescimento do agronegócio, que historicamente possui papel importante no crescimento econômico brasileiro. Segundo, diversas políticas públicas com foco no desenvolvimento da competitividade dos agricultores têm sido adotadas no país, fazendo surgir a necessidade de serem avaliadas. E, por fim, contrastando com esses fatos, a população residente na área rural, embora extremamente heterogênea, ainda mostra significativa incidência de pobreza rural, particularmente entre determinados grupos de agricultores (como aqueles familiares e pequenos).

¹ Os autores agradecem ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística por permitir o acesso aos microdados do Censo Agropecuário 2006.

Embora no Brasil, apenas cerca de 15% da população reside na área rural, o conjunto de atividades que compõem o agronegócio sempre teve função relevante no que tange o crescimento, tendo importante participação na geração de renda e emprego². De fato, 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. Neste aspecto, 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). As políticas públicas adotadas no País, particularmente desde a década de 1970, baseiam-se principalmente no fomento ao crédito e ao serviço de extensão rural, fatores destacados por Buainain *et al.* (2014) como os grandes responsáveis pelo bom desempenho do setor agropecuário brasileiro a partir de então.

Ao mesmo tempo, a extrema pobreza continua mais incidente nas áreas rurais. Enquanto na área urbana, 6,3% dos domicílios eram considerados extremamente pobres (com renda per capita inferior a R\$70,00) em 2010, nas áreas rurais esta taxa era quase 4 vezes maior: 21% (IBGE, 2011). Ainda que se contabilizem rendimentos não monetários das áreas rurais, a população residente nessas áreas apresenta um valor de rendimento mediano que equivale a aproximadamente 40% daquele observado nas áreas urbanas do País (R\$170,00 contra R\$415,00, para a população urbana) (IBGE, 2011). Além disso, destaca-se que embora os níveis de pobreza tenham se reduzido nos últimos anos entre alguns grupos de domicílios rurais³, essas áreas ainda sofrem com baixo nível de capital humano, acesso limitado a serviços e infraestrutura e enfrentam consideráveis falhas de mercado. Em geral, esses são fatores que contribuem para o baixo nível competitivo dos pequenos agricultores e conseqüentemente para o menor potencial de utilização da atividade agrícola como meio de elevação da renda.

Em um país no qual as atividades relacionadas ao setor agropecuário desempenham papel importante para o crescimento econômico, ao mesmo tempo em que políticas governamentais de apoio ao desenvolvimento do setor agropecuário têm sido adotadas e a pobreza rural persiste, é questão central verificar a contribuição de tais intervenções para a promoção do desempenho competitivo dos agricultores.

O desempenho produtivo, neste trabalho medido por meio da eficiência técnica⁴, é uma importante forma de elevação sustentada da produtividade e, portanto, da renda agrícola. De fato, a identificação dos fatores que contribuem para elevação da eficiência técnica de agricultores em países menos desenvolvidos é importante meio de suporte à política pública que pretende elevar a produtividade, a renda e também a conservação de recursos naturais, como apontam Solís, Bravo-Ureta e Quiroga (2009). Além disso, em um País no qual a pobreza rural continua elevada, a promoção da atividade agropecuária é importante, visto que se trata de um dos caminhos pelos quais os domicílios rurais poderiam sair da condição de pobreza (WORLD BANK, 2008). Neste mesmo sentido, segundo Helfand e Pereira (2011), intervenções que foquem no estímulo à competitividade dos agricultores são aspectos fundamentais para que a política pública voltada à redução da pobreza seja bem sucedida.

Algumas das maneiras de estímulo à competitividade dos agricultores mais amplamente utilizadas pelos governos e discutidas na literatura consiste no apoio ao crédito e à extensão rural (neste trabalho, entendida como orientação técnica recebida pelo produtor). Esses seriam importantes meios de acesso a bens públicos e redução de falhas de mercado que grande parte dos pequenos produtores dos países em desenvolvimento enfrenta. De fato, em ambientes com significativas falhas de mercado e do estado e exposição ao risco, agricultores adotariam estratégias para se adequarem às suas dotações de recursos e às restrições impostas e não necessariamente tomariam decisões que maximizariam seus lucros (World

²Estima-se que o agronegócio (considerando as atividades de suprimento de insumo, agropecuária, processamento e distribuição) seja responsável por aproximadamente 23% do PIB nacional e emprega entre 25 e 30 milhões de pessoas (CEPEA;2015; MAPA, 2015).

³ Soares et al. (2016) mostram que entre 2004 e 2013 a extrema pobreza para todo o Brasil caiu de 7,6 para 4%. Entre os domicílios agrícolas (aqueles onde ao menos um membro está empregado no setor agrícola e grande parte - 67% ou mais - da renda domiciliar deriva-se da atividade agrícola), a extrema pobreza passou de cerca de 20% para 5%. Já entre os domicílios pluriativos (além do emprego de um membro na atividade agrícola, menos de 67% da renda domiciliar vem da agricultura) a taxa de extrema pobreza manteve-se quase estável entre 2004 e 2013, ao redor de 11%.

⁴ De acordo com Lima (2012), a eficiência pode ser interpretada como o modo como uma combinação ótima de insumos é empregada no processo produtivo com o intuito de obter o produto máximo. Isto implica que a eficiência técnica trata da relação entre os insumos e o produto total final e, portanto, pode ser considerada uma medida de produtividade total.

WORLD BANK, 2008). A presença de crédito e extensão seriam, assim, meios de relaxar tais restrições e permitir o uso mais eficiente dos recursos disponíveis.

Embora se reconheça a importância do crédito e da extensão rural em termos isolados, este trabalho parte da hipótese de que produtores rurais que, simultaneamente tenham contado com ambos, teriam maiores níveis de eficiência técnica. A racionalidade para que o efeito sinérgico possa existir vem do fato de que a efetividade da extensão rural é limitada quando se considera a restrição de crédito enfrentada por grande parte dos estabelecimentos rurais. Nesse sentido, a capacidade da extensão rural de se traduzir em promoção do desenvolvimento poderia esbarrar na ausência de oportunidades de financiamento aos agricultores. Por outro lado, ainda que o financiamento esteja disponível, o uso eficiente do recurso passa pela capacidade gerencial do agricultor, que poderia ser estimulada por meio da extensão rural.

Diante disso, neste trabalho buscam-se testar três hipóteses: i) Estabelecimentos rurais que acessaram o crédito seriam mais eficientes; ii) A extensão rural também teria impactos positivos sobre a eficiência, e iii) Atuando conjuntamente, estabelecimentos com crédito e com extensão teriam maiores níveis de eficiência do que aqueles que contam com apenas um tipo.

Apesar da importância do crédito e da extensão rural como mecanismos de suporte ao setor agropecuário brasileiro, verifica-se que no Brasil, apenas 18.4% das fazendas analisadas⁵ tiveram acesso ao crédito rural e 21.7% usufruíram do serviço extensionista em 2006. Ademais, o tamanho médio das fazendas com acesso ao crédito e extensão rural foi de 90 ha, enquanto aquelas não atendidas por estas políticas tinham, em média, 60.5 ha (conforme dados do Censo Agropecuário de 2006). Embora apresentem linhas de crédito e objetivos específicos para o atendimento da agricultura familiar, estas informações sugerem que grande parte dos pequenos produtores não estão sendo beneficiados pelas políticas citadas.

A rigor, este trabalho considera como crédito rural aquele obtido por meio de qualquer via (seja ela privada ou facilitada por meio dos programas brasileiros). Do mesmo modo, a participação em extensão também contabiliza a pública e a privada. O intuito desta opção é considerar o potencial que ambos os tipos de intervenções têm para alterar os níveis de eficiência dos estabelecimentos, sejam essas ações fomentadas pela política pública ou não. No entanto, cabe destacar que grande parte dos contratos de financiamento realizados se referem àqueles provenientes do programa brasileiro (70%) e 43% dos estabelecimentos com algum tipo de extensão no País, contam com aquela fornecida por meio da política pública. Além disso, os resultados também foram obtidos para diferentes tamanhos dos estabelecimentos, de forma que se tenha uma ideia quanto aos efeitos das políticas públicas, já essas que focam primariamente nos pequenos.

Grande parte dos trabalhos existentes na literatura nacional e internacional foca na busca pelos efeitos isolados de um dos dois tipos de ações (CASTRO; TEIXEIRA, 2012; JIN; HUFFMAN, 2016; GARCIAS; KASSOUF, 2016; FREITAS, 2017). No entanto, a falha em se considerar que o crédito pode estimular os efeitos positivos esperados da extensão e vice-versa, pode superestimar o impacto isolado de cada intervenção. Assim, este trabalho se insere neste debate com o intuito de fornecer evidências quanto ao potencial de interação entre dois tipos de ações amplamente reconhecidas como importantes meios de elevação da eficiência técnica. Essa última, por sua vez, é apontada como primordial para elevação sustentada da renda dos agricultores. Assim, para um país em desenvolvimento como o Brasil, os resultados aqui alcançados podem ser importantes para que o investimento público seja melhor focalizado e mais efetivo. Se ambas as ações funcionam melhor quando agem conjuntamente, investimentos isolados podem ser menos efetivos do que aqueles que sejam direcionados à integração dos esforços. Além disso, segundo Maldonado, Gómez e Jurado (2016), apesar de ser crescente o reconhecimento da possibilidade de interação entre programas, há vazios substanciais relacionados à falta de evidências empíricas. Este trabalho, busca assim, preencher algumas dessas lacunas.

Além desta introdução, o trabalho apresenta outras 5 seções. Na segunda, discute-se brevemente o histórico quanto ao crédito e a extensão rural no Brasil. A seção 3 evidencia a teoria que guia a busca pelos impactos isolados e da sinergia entre crédito e extensão rural. A estratégia empírica encontra-se na seção 4. Por fim, a seção 5 apresenta e discute os resultados e a seção 6 mostra as considerações finais.

⁵Os procedimentos utilizados para tratamento dos microdados, de forma a se chegar à amostra final considerada na pesquisa, são apresentados de forma detalhada na seção “Fonte e tratamento dos dados”.

2. Crédito e extensão no Brasil: um breve histórico e *background*

O crédito rural sempre se configurou como uma das bases dos mecanismos de política agrícola no Brasil. Embora o financiamento da agricultura estivesse presente desde a economia cafeeira na década de 20, foi a criação do Sistema Nacional de Crédito Rural – SNCR, em 1965, o responsável pelo aumento significativo de recursos sendo direcionados para o fomento da agropecuária brasileira (BUAINAIN *et al.*, 2014)⁶. O crédito abundante e barato disponibilizado pelo SNCR foi a base para o desenvolvimento e modernização da agropecuária nacional observado nas décadas seguintes (Teixeira *et al.*, 2014). Além disso, conforme exposto por Pereira *et al.* (2006), o financiamento via crédito rural ainda permitiu que o produtor pudesse compatibilizar o fluxo de seu consumo pessoal e dos fatores produtivos com seu fluxo de rendimentos, visto que este último pode ser sazonal.

O reconhecimento do papel da agricultura familiar e da necessidade de criar mecanismos de financiamento específicos para pequenos produtores (DAMASCENO *et al.*, 2011) levou, em 1996, à criação do Programa de Fortalecimento da Agricultura Familiar – PRONAF. Embora seja considerado um dos principais instrumentos atuais de política agrícola e tenha crescido consideravelmente desde sua criação, o volume disponibilizado para as linhas de crédito subsidiado do PRONAF representa menos de 20% do total direcionado para o setor agropecuário brasileiro. Ainda assim, o programa é responsável por aproximadamente 70% dos contratos realizados, indicando que tem atendido a uma parcela importante de pequenos agricultores que até então tinham dificuldades de acesso ao crédito rural (BACEN, 2018).

O apoio ao crédito rural subsidiado não é o único pilar em que se baseiam as intervenções brasileiras. Em 2003 criou-se a Política Nacional de Assistência técnica e Extensão rural – Pnater⁷, que tem a atribuição de organizar e disponibilizar o acesso universal às atividades de extensão aos agricultores. Segundo Peixoto (2014), esta modalidade de política pública de intervenção ao meio rural teve diferentes ênfases ao longo da história do Brasil, porém, todas voltadas aos aspectos econômicos e sociais dos estabelecimentos agropecuários, visando o aumento da produção e produtividade agropecuárias, por meio da transferência de tecnologias, conhecimentos e assistência no processo de tomada de decisão da fazenda.

O surgimento da nova política, trouxe outras dimensões para os objetivos dos serviços de Assistência Técnica e Extensão Rural - Ater no Brasil, indo além do papel de transmissor de informações e tecnologias para os estabelecimentos rurais. Entre os novos princípios estabelecidos pela política, destacam-se: desenvolver o meio rural de forma sustentável, compatível com a utilização adequada de recursos naturais e preservação do meio ambiente; adoção de agricultura de base ecológica; ações para garantir a segurança alimentar e nutricional sustentável; viabilização de estratégias para geração de novos postos de trabalhos agrícolas e não agrícolas, e outros (MDA, 2018).

Outra consequência positiva da criação da Pnater foi o aumento da participação de entidades não estatais na oferta do serviço extensionista (PETTAN, 2010). Desde o surgimento da assistência técnica extensionista na década de 1950, tais serviços eram prestados quase exclusivamente por empresas públicas e estaduais, porém, com a implementação da nova política, a extensão rural tem sido executada também por empresas privadas, empresas integradoras, cooperativas, organizações não-governamentais – ONGs e outras entidades. Segundo dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2016), dos estabelecimentos que declararam ter recebido orientação técnica em 2006, aproximadamente 21% foram

⁶Como consequência da criação do SNCR, o volume de crédito cresceu substancialmente no final na década de 70, chegando a R\$ 161 bilhões em 1979. No entanto, consecutivas crises financeiras nas décadas seguintes levaram a uma redução drástica até 1996, ano o qual o crédito atingiu o menor montante histórico, sendo disponibilizado R\$ 23 bilhões (BUAININ *et al.*, 2014). Nos anos seguintes observou-se a retomada do crescimento do volume disponibilizado, atingindo aproximadamente R\$ 217 bilhões na safra 2016/2017 (MAPA; MDA, 2018). Atualmente, aproximadamente 30% do financiamento da agricultura é proveniente de recursos subsidiados do SNCR.

⁷O início do apoio e do direcionamento de recursos federais às atividades de extensão no país ocorreu na década de 70, com a criação da Empresa Brasileira de Assistência Técnica e Extensão rural - EMBRATER, a qual juntamente com as Empresas Estaduais de Assistência Técnica e Extensão rural – EMATERS formavam o Sistema Brasileiro de Assistência Técnica e Extensão rural – SIBRATER. No entanto, as crises financeiras consecutivas enfrentadas pelo Brasil provocaram uma intensa crise em todo o sistema público de extensão rural, resultando na extinção de EMBRATER em 1992 (PEIXOTO, 2014). Pode-se dizer que a extensão ao produtor esteve fora das principais diretrizes do governo de 1990 a 2002, retornando somente em 2003 com a formulação de PNATER. Para maiores detalhes sobre o surgimento e expansão dos serviços de extensão rural no Brasil, ver Pettan (2010).

de origem privada e 20% de cooperativas, evidenciando, conforme Peixoto (2014), que de fato a nova política é caracterizada por uma “pluralidade de formas institucionais”. No entanto, a assistência pública oficial ainda é a principal fonte deste serviço no País, responsável por cerca de 43% do total dos estabelecimentos atendidos.

Na literatura sobre a agropecuária brasileira, diversas pesquisas buscaram mensurar os efeitos do crédito rural e da extensão rural sobre o desempenho das propriedades rurais, sendo geralmente identificado efeitos positivos dessas políticas sobre níveis de produtividade, renda e eficiência técnica. Garcias e Kassouf (2016) avaliaram o impacto da restrição ao crédito sobre a produtividade da terra e do trabalho para a agricultura familiar no Brasil utilizando os dados do Censo Agropecuário de 2006 a nível de município. Os resultados estimados pelos autores apontaram para um efeito positivo do crédito rural sobre as produtividades analisadas, sendo tais efeitos distintos de acordo com o grau de mecanização dos agricultores considerados.

Helfand e Levine (2004) buscaram identificar os determinantes da eficiência das propriedades agropecuárias do Centro-Oeste, com base nas informações do Censo Agropecuário de 1996. Entre os resultados encontrados pelos autores, tanto o crédito quanto a extensão contribuíram para elevar os níveis de eficiência técnica das propriedades representativas analisadas. Ao verificar a relação entre eficiência técnica e o tamanho do estabelecimento, Freitas et al. (2014) também incluem as políticas de crédito e extensão como determinantes dos níveis de eficiência técnica. Ao utilizar os microdados do Censo Agropecuário de 2006, os autores identificaram efeitos positivos para as duas políticas, principalmente para as propriedades menos eficientes.

Já Magalhães *et al.* (2011) analisaram as fontes de ineficiência técnica e alocativa das fazendas pertencentes ao programa de reforma agrária “Cédula da terra”, que engloba cinco Estados da região Nordeste. Entre as variáveis utilizadas para explicar a ineficiência técnica, gerada pelo modelo de fronteira estocástica de produção, os autores incluíram dummies para identificar o acesso à extensão rural e ao crédito rural. No entanto, os resultados não apontaram para efeito significativo de tais políticas.

3. Restrição ao crédito e interação entre crédito e extensão

Nesta seção teórica, duas subseções são apresentadas. Na primeira, discute-se brevemente o modelo de restrição ao crédito que auxilia no entendimento quanto aos efeitos esperados de ações que relaxam restrições de acesso a redes formais de financiamento. Já a subseção 3.2 apresenta uma breve discussão quanto ao papel da extensão na promoção do desempenho produtivo dos agricultores e ao potencial de interação com o crédito.

3.1. Modelo de restrição de crédito

Restrições no mercado de crédito podem impactar a forma como insumos são alocados e portanto, os níveis de eficiência dos agricultores. Este modelo pode ser útil neste sentido, ao ajudar a entender a forma pela qual agricultores tomam suas decisões de maximização de lucros em um ambiente com imperfeições de mercado, responsáveis por dificultar o acesso dos agricultores aos meios formais de financiamento (CARTER, 1988).

O modelo assume um estabelecimento representativo com restrição ao crédito para a aquisição de insumos, cuja tecnologia de produção ($f(X, Y)$) é função dos insumos X e Y e apresenta retornos constantes à escala. O desenvolvimento deste modelo revela duas principais conclusões (CIAIAN; FALKOWSKY; KANCS, 2012):

(i) Se o produtor não sofre de restrições no mercado de crédito, a alocação de insumos e o produto não são afetados pelo acesso ao crédito

(ii) Quando há restrições de crédito, essas podem se dar na forma de limitação quanto à aquisição de apenas um dos insumos (restrição assimétrica) ou de ambos os insumos (restrição simétrica). No primeiro caso, o produtor com restrições reduziria os níveis de produto (efeito escala) ou poderia substituir o insumo cujo uso é limitado por aquele disponível (efeito substituição), mantendo a quantidade produzida. No segundo caso, no entanto, a limitação quanto ao uso de ambos os insumos levaria o produtor a reduzir a quantidade produzida (efeito escala).

Portanto, o impacto de ações que permitam o relaxamento dessa limitação de crédito sobre uso de insumos é ambíguo, atuando conforme a predominância entre os efeitos substituição e de escala (CIAIAN; FALKOWSKY; KANCS, 2012).

Produtores com restrições podem não ser capazes de alcançar níveis ótimos de utilização de insumos, que se traduzem em baixos níveis de produtividade e comprometimento do bem estar familiar. Além disso, as escolhas dos produtores também refletem tais restrições e tendem a limitar-se a um portfólio de atividades de menores riscos. Assim, se a dotação de recursos se relaciona à presença de restrições ao crédito, os produtores rurais pobres tendem a evitar atividades de maior variância de resultados, e mais lucrativas (ALI; DEININGER; DUPONCHEL, 2014).

Assim, o acesso ao crédito pelos produtores rurais pode ter efeitos ambíguos sobre a utilização de insumos, a depender do tipo de restrição a que o produtor está exposto (simétrica ou assimétrica). Embora este fato também possa impactar de forma distinta a eficiência técnica dos agricultores, há razões para se acreditar que o acesso ao crédito, no Brasil, possa permitir uso mais eficiente dos insumos.

3.2. O papel da extensão rural e de sua interação com o crédito rural

O debate quanto aos fatores que elevam o desempenho agrícola dos produtores estabelece e reconhece a educação como um dos aspectos altamente relevantes, conforme Jamison e Lau (1982). Serviços de extensão têm o objetivo de difundir conhecimento, aconselhar e oferecer suporte aos produtores quanto à tomada de decisão. Nesse sentido, a exposição à extensão seria uma forma de promoção do capital humano dos agricultores (ANDERSON; FEDER, 2004).

Especificamente em se tratando dos efeitos da extensão sobre a produtividade, Anderson e Feder (2003) ressaltam que esses apenas seriam possíveis se há um gap entre a produtividade corrente e aquela que poderia ser atingida por meio de um melhor know-how (condicionada às restrições de recursos e de preferências dos produtores). Esse gap, por sua vez, pode ser explicado por meio de dois canais: tecnológico e gerencial. Serviços de extensão aceleram a transferência tecnológica e oferece suporte aos produtores para que melhorem suas práticas gerenciais, de forma que poderiam reduzir a diferença entre a produtividade atual e aquela que os produtores poderiam obter, diante de seus recursos.

Apesar das vantagens associadas à extensão rural, a efetividade da política é comprometida quando consideramos a restrição de crédito enfrentada por grande parte dos estabelecimentos rurais, principalmente os de pequeno porte. Isto se deve ao fato de que a restrição financeira reduz a possibilidade de adoção de insumos e pacotes tecnológicos mais produtivos, ampliando a distância entre as descobertas, oriundas de novas pesquisas, e as mudanças no processo de tomada de decisão de tais estabelecimentos (CHRISTOPOLOS, 2010). Assim, as imperfeições de mercado existentes na distribuição do crédito rural, as quais favorecem o acesso de médios e grandes produtores, limitam a capacidade da extensão rural na promoção de um maior desenvolvimento rural, podendo restringi-la a um serviço educativo com vistas a ampliar a capacidade de gerenciamento do produtor.

Por outro lado, ainda que os produtores rurais consigam superar às restrições e acessar algum montante de crédito rural, nada garante o uso eficiente do mesmo. Isto é, mesmo ultrapassada as restrições anteriormente citadas, produtores com limitada capacidade gerencial e baixos níveis de escolaridade podem alocar os recursos em tecnologias e sistemas de produção de modo inadequado, comprometendo a rentabilidade e competitividade de sua atividade. Este cenário ainda é agravado considerando a possibilidade de inadimplência e impossibilidade de obtenção de recursos no futuro.

Dado o exposto, a hipótese levantada na pesquisa é que as políticas de crédito e extensão rural podem ter efeitos ainda maiores atuando simultaneamente nos estabelecimentos agropecuários. Isto é, a presença do profissional de extensão em uma propriedade com acesso ao crédito rural pode contribuir para um uso mais eficiente do montante obtido, podendo resultar em um maior retorno do mesmo. Do mesmo modo, o trabalho do extensionista é facilitado em estabelecimentos com menor restrição financeira, visto que a adoção de insumos produtivos e o processo de transferência de tecnologia, objetivos importantes da extensão rural, se tornam mais acessíveis. Assim, acredita-se que mesmo que o produtor já conte com uma das políticas, a eficiência da mesma pode ser potencializada por meio da atuação integrada com o outro mecanismo, podendo resultar em efeitos ainda maiores sobre a eficiência produtiva do estabelecimento.

4. Estratégia Empírica

O intuito deste trabalho é identificar o impacto isolado e da interação da participação em extensão rural e do acesso ao crédito sobre a eficiência técnica dos agricultores brasileiros. Para que se identifiquem efeitos, de fato, causais, a extensão e o crédito deveriam ser aleatoriamente designados entre os agricultores. Nesse caso, a randomização permitiria que os grupos participantes e não participantes fossem similares, em termos observáveis e não observáveis.

Na ausência deste artifício, acredita-se que a diferença média de eficiência entre aqueles que participam ou não da extensão (ou contam ou não com financiamento e com ambos) deve esconder o verdadeiro efeito da extensão (ou do crédito e de ambos) acrescido de um termo referente ao viés de seleção. Esse viés refere-se ao fato de que os agricultores que optam pela extensão (ou acessam o crédito e participam de ambos) são fundamentalmente diferentes daqueles que não o fazem. Assim, esses agricultores podem ter características observáveis e não observáveis que os tornam mais propensos a contarem com a extensão rural (ou acessar o crédito), que podem também, torna-los mais eficientes.

A ausência de bases de dados longitudinais para os agricultores brasileiros não permite que as características não observadas, fixas no tempo, sejam levadas em consideração. Diante disso, este trabalho parte do pressuposto de que o viés de seleção possa ocorrer devido às diferenças em termos de características observáveis. Nesse caso, identificando-se um grupo similar aos participantes, com base em observáveis, tem-se um contrafactual que permite estimar os impactos das variáveis de interesse. No entanto, a heterogeneidade não observada em nível de agricultor, tais como habilidade, capacidade gerencial e outras podem ser importantes neste contexto, o que não permite que se afirme causalidade.

Nesse sentido, a abordagem metodológica utilizada neste trabalho tenta lidar com o viés de seleção de duas formas: i) uma vez que ele pode decorrer de observáveis, utiliza-se uma amostra pareada de agricultores por meio do método da Entropia; ii) dado que possam haver não observáveis que afetam ao mesmo tempo a decisão pela participação na extensão (no crédito e em ambos) e o nível de eficiência técnica, estimam-se as fronteiras estocásticas de produção para cada grupo considerado, por meio da abordagem de dois estágios desenvolvida por Heckman (1979) para contabilizar o fato de que a decisão de participação e a determinação do resultado subsequente de eficiência podem ser afetadas pelos mesmos fatores não observados). Assim, ao combinar essas duas abordagens, torna-se possível obter escores de eficiência técnica comparáveis entre os grupos analisados, minimizando os possíveis vieses gerados por características observáveis e não observáveis. Abordagem semelhante foi utilizada por Bravo-Ureta e Greene (2012), Duangbootsee e Myers (2014), e outros.

4.1. Balanceamento por Entropia

Nesta pesquisa, inicialmente três grupos interessam: aqueles “tratados” somente pela extensão, aqueles “tratados” apenas pelo crédito e aqueles que contaram com ambos. Assim, com o intuito de obter três amostras de agricultores comparáveis a esses, com base em um vetor de características observáveis, utilizou-se o método do balanceamento por entropia, proposto por Hainmuller (2012). Posteriormente, mais dois grupos serão adaptados para se obter a análise do efeito incremental de cada política: aqueles “tratados” pelo crédito rural, mas que já contam com a extensão; e aqueles “tratados” pela extensão, mas que já contam com o crédito rural. 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.

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 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 (média, variância e simetria) 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.

Na presente pesquisa, a restrição de momento aplicada refere-se à imposição de que o primeiro momento das co-variadas seja ajustado. Deste modo, para todas as variáveis explicativas (selecionadas com base em sua influência no fato de ser atendido por cada política analisada), 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. Tais pesos são utilizados nas etapas seguintes, de modo a obter estimativas livres do viés de seleção causado por observáveis.

4.2. Modelo de Seleção Amostral

Para verificar a existência do possível viés de seleção amostral no presente estudo, decorrente do fato de que os fatores não observáveis que afetam a eficiência técnica dos estabelecimentos também possam influenciar a probabilidade de adoção das políticas de extensão e crédito rural, será adotado o procedimento em duas etapas proposto por Heckman (1979). Na primeira etapa, estima-se um modelo de escolha binária (equação de seleção) que busca explicar a probabilidade das fazendas serem atendidas pelas políticas analisadas (considerando como variáveis explicativas características que seriam observadas pré-tratamento, ou não impactadas por elas). No segundo estágio, estima-se a fronteira estocástica de produção (equação de interesse) para cada grupo considerado incorporando a razão inversa de Mills⁸, obtida na primeira etapa, como uma co-variada em cada sub-amostra. Destaca-se que este procedimento é realizado cinco vezes ao todo: para a extensão rural; para o crédito rural; para ambas as políticas; para a extensão, levando em conta que os estabelecimentos já recebem o crédito rural; para o crédito, levando em conta que os estabelecimentos já acessam o serviço extensionista. Para simplificação, nas seções seguintes é especificado apenas um modelo de forma agregada.

4.2.1. Equação de Seleção

O primeiro estágio do procedimento de Heckman (1979) consiste na estimação de uma equação, por meio do modelo binário *Probit*, que explica a probabilidade do indivíduo ser atendido pela política em questão (extensão rural, crédito rural ou ambos). Considerando d_i^* uma variável binária que representa o critério de seleção (não-observável), como função de um vetor de variáveis exógenas (z_i), o modelo Probit pode ser definido como:

$$d_i^* = \alpha' z_i + w_i \quad (5)$$

em que α é o vetor de parâmetros a serem estimados e w_i o termo de erro distribuído como $N(0, \sigma_w^2)$. A variável latente d_i^* é observada e recebe o valor de 1 quando $\alpha' z_i + w_i > 0$ e zero caso contrário:

$$d_i^* = 1[\alpha' z_i + w_i > 0], \quad w_i \sim N[0,1] \quad (6)$$

Deste modo, a equação de seleção (*Probit*) estimada é:

$$d_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 \text{gênero} + \alpha_2 \text{areatotal} + \alpha_3 \text{idade} + \alpha_3 \text{idade}^2 + \alpha_4 \text{Escolaridade} + \alpha_5 \text{Experiência} + \alpha_6 \text{Qualif} + \alpha_7 \text{Familiar} + \alpha_7 \text{Urbano} + \alpha_8 \text{CondiçãoProdutor} + \varepsilon_i \quad (7)$$

em que *gênero* é uma *dummy* que recebe valor 1 se o produtor é do sexo masculino e 0 caso contrário; *área total* é a área total do estabelecimento agropecuário em hectares; *idade* refere-se à idade do dirigente do estabelecimento, incluída também um termo quadrático; *Escolaridade* é uma variável categórica referente à escolaridade do dirigente, dividida em: sabe ler e escrever, não sabe ler e escrever, alfabetizado, fundamental incompleto, fundamental completo, técnico agrícola, médio completo e ensino superior, sendo esta última utilizada como base; *Experiência* é uma variável categórica referente aos anos em que o dirigente está no comando da atividade: até 1 ano (exp1), entre 1 e 5 anos, entre 5 e 10 anos, acima de 10 anos (base); *Qualif* é uma *dummy* que recebe o valor de 1 se houver presença de mão de obra qualificada no estabelecimento; *Familiar*, *dummy* que recebe o valor de 1 caso o estabelecimento seja classificado como agricultor familiar; *Urbano*, *dummy* que recebe o valor de 1 caso o dirigente do estabelecimento resida em local urbano; e *CondiçãoProdutor* é uma variável categórica referente à condição do produtor em relação à terra, sendo dividida em: Proprietário (base), arrendatário, parceiro e ocupante.

⁸Variável gerada a partir do modelo Probit e incluída na fronteira estocástica de produção para corrigir o viés de seleção amostral. A existência do viés de seleção é confirmada quando a razão inversa de Mills é estatisticamente significativa (GREENE, 2011).

4.2.2. Fronteira Estocástica de Produção

Após realizado o pareamento das amostras, são estimados os níveis de eficiência técnica dos produtores, considerando a decisão de adotar ou não a extensão, o crédito rural ou ambas políticas, por meio do modelo de Fronteira Estocástica de Produção, levando em conta a correção do viés de seletividade.

A abordagem da Fronteira estocástica⁹ tem sido amplamente utilizada na literatura agropecuária com vistas a obter medidas de eficiência que representem o desempenho produtivo do estabelecimento, por meio da estimação de uma função de produção que represente as relações de insumo total e produto total do estabelecimento agropecuário (HELFAND; LEVINE, 2004; RADA; VALDEZ, 2012; HELFAND *et al.* 2015). Aigner, Lovell e Schmit (1977) e Coelli e Battese (1996) especificam o modelo da seguinte forma:

$$Y_i = f(X_i\beta)e^{(v_i - u_i)} \quad (8)$$

em que Y_i é o vetor do valor das quantidades produzidas pelo estabelecimento i ; X_i é o vetor das despesas com insumos do estabelecimento i ; e β_i é um vetor dos parâmetros a serem estimados, que definem a tecnologia de produção. Já os termos de erro v_{ij} e u_{ij} 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 indivíduo, isto é, a parte do erro que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção, e são variáveis aleatórias não-negativas. Este termo unilateral pode seguir a distribuição meio-normal, normal truncada, exponencial e gama (AIGNER; LOVELL; SCHMIDT, 1977; GREENE, 1980).

A aplicação empírica do modelo requer, primeiramente, a definição da forma funcional que fronteira estocástica deverá assumir, conforme exposto por Coelli e Battese (1996). Assim como Amsler *et al.* (2017), Silva (1993) e Hanley e Spash (1993), optou-se pela escolha da forma funcional Cobb-Douglas na presente pesquisa¹⁰. Deste modo, incorporando a razão inversa de mills, obtida na etapa anterior, e variáveis *dummies* para os Estados federativos e grupos de área total, a fronteira de produção estocástica pode ser especificada como:

$$\ln Y_i = \sum_{i=1}^n \ln \beta_i X_i + \sum_{h=1}^{26} E_h + \sum_{g=1}^3 G_g + v_i - u_i \quad (9)$$

em que Y_i representa o valor bruto da produção do estabelecimento i ; X_k representa as quantidades utilizadas dos fatores de produção k , quais sejam: área produtiva estabelecimento, trabalho, estoque de capital e despesas com insumos comprados; UF_h representa *dummies* para os Estados Federativos; e G_g representa *dummies* para os 4 grupos de área total considerados. Tais *dummies* foram incluídas para captar características fixas de cada Estado e grupo de área, além de tentar controlar possível autocorrelação espacial, de forma a obter uma estimativa da eficiência, livre desses efeitos¹¹. Quanto à hipótese de viés de seleção, esta foi analisada por meio da significância estatística do parâmetro ρ . Destaca-se ainda que foram estimadas funções de produção, seguindo a especificação de (9), para cada situação analisada, conforme descrito na seção 4.2. Além disso, todas as fronteiras estimadas foram ponderadas pelos pesos de

⁹De acordo com Aigner *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.

¹⁰Chambers (1988) identificou algumas vantagens no uso da forma funcional Cobb-Douglas: 1) simplicidade na estimativa dos parâmetros, porque em formas logarítmicas, a função de Cobb-Douglas é linear em parâmetros; 2) os coeficientes de regressão fornecem as elasticidades de produção que podem ser comparadas entre si; 3) por ser uma função homogênea, a soma dos coeficientes de regressão determina os retornos da escala; e, 4) quando comparado à forma funcional logarítmica transcendental (translog), a função de Cobb-Douglas possui um pequeno número de parâmetros para estimação, uma vez que é menos suscetível aos problemas comuns de multicolinearidade na estimativa da função de produção.

¹¹As variáveis pertencentes à fronteira de produção são apresentadas mais detalhadamente na seção “Fonte e tratamento dos dados”.

entropia, de modo a controlar os vieses gerados pelas características observáveis.

Após estimada as funções de 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:

$$TE_i = \frac{Y_i}{Y_i^*} = \frac{e^{(x_i\beta+v_i-u_i)}}{e^{(x_i\beta+v_i)}} = e^{-u_i} \quad (10)$$

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

3.3. Fonte e tratamento dos dados

As informações utilizadas na presente pesquisa são provenientes dos microdados do Censo Agropecuário 2006, acessadas diretamente na sede do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) do Rio de Janeiro. Antes de realizar as análises e estimações, houve a necessidade de recorte e tratamento dos microdados, de modo que a base final elaborada se tornasse adequada para o atendimento dos objetivos propostos. Para tal, foram excluídas as seguintes informações: estabelecimentos sem declaração de área (255.019 observações excluídas); estabelecimentos localizados na área urbana (192.350 observações excluídas); estabelecimentos localizados em setores especiais como favelas, quartéis, alojamentos, embarcações, aldeias indígenas, asilos, etc (117.530 observações excluídas). Além destes, foram excluídos também os estabelecimentos pertencentes a assentamentos (139.496 observações excluídas), de modo a evitar possíveis erros de mensuração das variáveis, pois, conforme Kageyama *et al.*(2013), apesar de a instrução dada aos recenseadores fosse no sentido de considerar cada lote de assentado como um estabelecimento, em diversos casos a área do assentamento como um todo foi considerada um único estabelecimento, porque a atividade agrícola era feita de forma coletiva.

A amostra final inclui apenas os estabelecimentos cuja propriedade era de um produtor individual, não sendo considerados aqueles classificados como condomínio, consórcio ou sociedade de pessoas, cooperativa¹², sociedade anônima ou por cotas de responsabilidade limitada, instituição de utilidade pública, governo (federal, estadual ou municipal) ou outra condição (190.838 observações excluídas), pois, por mais que as características definam um único responsável por esses estabelecimentos, na prática, eles têm múltiplos proprietários. Da mesma forma, foram excluídos os estabelecimentos cujo tipo do produtor não é identificado (20.440 observações excluídas). Feitos os recortes e as transformações, ao todo 915.673 observações foram deletadas (17,7% da amostra original), sendo a amostra final composta de 4.259.963 estabelecimentos agropecuários. Além disso, os microdados utilizados foram organizados em quatro classes estabelecidas em função do tamanho dos estabelecimentos (muito pequeno, pequeno, médio e grande), classificadas pelo IBGE conforme as classes de módulos fiscais¹³. Ressalta-se que todos os procedimentos metodológicos foram realizados utilizando-se o software STATA®.

Quanto às políticas analisadas (extensão rural e crédito rural), estas representam variáveis binárias, sendo respostas às seguintes perguntas: “O estabelecimento recebeu orientação técnica?” e “O estabelecimento obteve financiamento?”. Após realizados os recortes descritos, verificou-se que, na amostra final, 21.7% declararam ter recebido orientação técnica, e 18.4% declararam ter recebido financiamento. Para identificar o efeito de interação entre as duas políticas, foi construída uma variável binária para indicar os estabelecimentos que tenham respondido “sim” às duas perguntas. Da amostra final,

¹² A exclusão das cooperativas não significa a exclusão dos seus cooperados, pois estes foram considerados caso tivessem estabelecimentos agropecuários na condição de produtores individuais.

¹³ O Módulo Fiscal (MF) é uma unidade de medida agrária expressa em hectares, fixada para cada município, considerando o tipo de exploração predominante no município, a renda obtida com a exploração predominante, outras explorações existentes no município que, embora não predominantes, sejam significativas em função da renda ou da área utilizada; e o conceito de propriedade familiar. A medida representa a área mínima necessária para as propriedades rurais poderem ser considerada economicamente viáveis, sendo que o seu tamanho varia de 5 a 110 hectares, conforme o município. Com base no módulo rural, as propriedades rurais podem ser classificadas em: a) muito pequenos (minifúndios), com tamanho de até um módulo fiscal; b) pequenas propriedades, com área entre um e quatro módulos fiscais; c) médias propriedades, com dimensão superior a quatro até 15 módulos fiscais; e d) grandes propriedades, com área maior do que 15 módulos fiscais (LANDAU *et al.*, 2012).

apenas 7.7% dos produtores foram atendidos simultaneamente pela política extensionista e de crédito rural.

Como descrito anteriormente, a primeira etapa para obtenção dos escores de eficiência foi a estimação da função estocástica de produção. Para tal, o valor bruto da produção em 2006 (*vbp*), em reais, foi definido como a variável produto. No que tange os fatores de produção, os mesmos foram definidos pelas seguintes variáveis: área produtiva (*area*), compreendendo a soma, em hectares, das áreas de lavoura, pecuária e agrossilvicultura, representando uma *proxy* do fator terra; valor total, em reais, dos bens dos estabelecimentos agropecuários (*Capital*), como *proxy* para bens de capital; soma do número de unidades de trabalho familiar e contratada (*trabalho*), sendo uma *proxy* do fator trabalho; e despesa realizada não remuneradora de fator produtivo (*insumos*), referindo-se ao somatório dos gastos com corretivos do solo, adubos, agrotóxicos, medicamentos para animais, sementes e mudas, sal/ração, combustível e energia, representando uma *proxy* dos insumos comprados. Já as variáveis relativas aos determinantes da adoção da extensão e do crédito rural são aquelas anteriormente descritas na seção 4.2.1.

4. Resultados

4.1. Análise Descritiva e Balanceamento por Entropia

Antes de apresentar os resultados principais da pesquisa, foi realizada uma análise prévia dos microdados utilizados nos modelos empíricos, em função dos grupos de produtores pesquisados. Adicionalmente, as informações apresentadas na Tabela 1 permitem analisar o resultado do balanceamento da amostra pelo método da Entropia (“Amostra Balanceada”), sendo esta a primeira etapa da estratégia empírica adotada na presente pesquisa¹⁴.

Como pode ser observado na Tabela 1, os estabelecimentos com acesso a extensão rural têm, em média, maior área total (128.5 ha) se comparado aos demais grupos, seguidos pelos produtores com acesso a extensão e crédito rural (89.6ha). Quanto ao nível educacional, como esperado, o grupo não atendido por nenhuma das políticas consideradas apresentam, em média, maior percentual de produtores em níveis inferiores de escolaridade. Em relação ao gênero e idade do produtor, não há grandes diferenças médias entre os grupos analisados.

Os estabelecimentos atendidos simultaneamente pelas políticas de crédito e extensão rural estão relacionados à maior experiência. Em média, 85.7% destes produtores estão na gerência do estabelecimento a mais de 30 anos (*exp3 e exp4*). Além disso, verifica-se ainda maior percentual de mão de obra qualificada na fazenda para este grupo (10.1%). Já em relação à condição do produtor em relação à terra, independente do grupo considerado, observa-se predominância da condição de proprietário da terra.

Quanto às informações relativas à fronteira de produção dos estabelecimentos, observa-se grandes diferenças na renda oriunda das atividades agropecuárias entre os grupos considerados. Em média, os estabelecimentos com acesso a extensão rural, crédito e as duas políticas simultaneamente obtiveram, respectivamente, um valor bruto da produção 3.8, 2.5 e 4.8 vezes superior à renda obtida pelas fazendas sem acesso a tais políticas (R\$20.286). O mesmo padrão é observado para os outros fatores de produção, sendo o valor do capital e o gasto com insumos (adubos, agrotóxicos, energia elétrica, transporte, entre outros) significativamente menores para o grupo de estabelecimentos não atendidos pelas políticas em questão.

Além dos valores médios das variáveis utilizadas, as colunas referentes à “Amostra balanceada” da Tabela 1 ainda apresenta o resultado do balanceamento da amostra considerando o primeiro momento amostral, isto é, para a média das co-variadas. Observa-se que, antes de realizado o balanceamento, as médias entre os grupos de tratados e controle apresentavam diferenças significativas. Contudo, depois de realizado o ajustamento pelo método da entropia, nota-se um equilíbrio entre as médias observadas, confirmado pela não significância da hipótese nula do teste de igualdade de médias (Tabela 1). Isto implica que, para cada grupo de tratados, há um contrafactual bastante similar, diferenciando-se apenas pelo recebimento ou não da política analisada (extensão rural, crédito rural, ou ambas).

¹⁴ Ressalta-se que saídas completas do balanceamento por entropia para os todos os casos analisados e para os três momentos em cada caso (média, variância e simetria) não foram apresentados devido à limitação de espaço, porém serão disponibilizados caso solicitado.

Tabela 1 – Análise descritiva dos dados

Variáveis	Amostra Não Balanceada				Amostra Balanceada					
	Extensão Rural	Crédito	Interação	Não atendidos	Sem ER (Controle)	Extensão Rural	Sem Crédito (Controle)	Crédito	Não atendidos (Controle)	Interação
<i>Gênero</i>	0.933***	0.916***	0.954***	0.872	0.9326	0.933 ^{ns}	0.9161	0.916 ^{ns}	0.9536	0.9536 ^{ns}
<i>Área Total</i>	128.5***	58.15***	89.6***	60.52	128.5	128.5 ^{ns}	58.15	58.15 ^{ns}	89.59	89.6 ^{ns}
<i>Idade</i>	49.56***	49.53***	48.480***	50.45	49.56	49.56 ^{ns}	49.53	49.53 ^{ns}	48.48	48.48 ^{ns}
<i>Lê e escreve</i>	0.046***	0.077***	0.036***	0.0997	-	-	-	-	-	-
<i>Não lê e escreve</i>	0.069***	0.178***	0.045***	0.263	0.0685	0.0685 ^{ns}	0.1778	0.178 ^{ns}	0.04469	0.04457 ^{ns}
<i>Alfabetizado</i>	0.034***	0.0375***	0.025***	0.0549	0.03406	0.0341 ^{ns}	0.03755	0.0375 ^{ns}	0.02451	0.02451 ^{ns}
<i>Fund. Incompleto</i>	0.506***	0.515***	0.602***	0.411	0.5056	0.506 ^{ns}	0.5149	0.515 ^{ns}	0.6015	0.6016 ^{ns}
<i>Fund. Completo</i>	0.121***	0.0931***	0.125***	0.0791	0.1214	0.121 ^{ns}	0.09313	0.0931 ^{ns}	0.1255	0.1255 ^{ns}
<i>Técnico Agrícola</i>	0.061***	0.015***	0.036***	0.0113	0	0.0607	0.01511	0.0151 ^{ns}	0	0.036
<i>Médio Completo</i>	0.097***	0.060***	0.086***	0.0564	0.09658	0.0966 ^{ns}	0.06005	0.0601 ^{ns}	0.08632	0.08634 ^{ns}
<i>Ensino Superior</i>	0.067***	0.024***	0.045***	0.0251	0.06687	0.0669 ^{ns}	0.02418	0.0242 ^{ns}	0.04549	0.04549 ^{ns}
<i>exp1</i>	0.019***	0.013***	0.009***	0.0276	0.01899	0.019 ^{ns}	0.01317	0.0131 ^{ns}	0.009031	0.00903 ^{ns}
<i>exp2</i>	0.152***	0.128***	0.118***	0.169	0.1525	0.152 ^{ns}	0.1282	0.128 ^{ns}	0.1185	0.1185 ^{ns}
<i>exp3</i>	0.173***	0.149***	0.150***	0.171	0.173	0.173 ^{ns}	0.1495	0.149 ^{ns}	0.15	0.15 ^{ns}
<i>exp4</i>	0.656***	0.709***	0.722***	0.633	-	-	-	-	-	-
<i>Qualif</i>	0.096***	0.058***	0.101***	0.0342	0.09645	0.0964 ^{ns}	0.05799	0.058 ^{ns}	0.1013	0.1013 ^{ns}
<i>Familiar</i>	0.745***	0.862***	0.807***	0.851	0.7453	0.745 ^{ns}	0.8616	0.862 ^{ns}	0.8068	0.8068 ^{ns}
<i>Urbano</i>	0.194***	0.110***	0.147***	0.133	0.1937	0.194 ^{ns}	0.1096	0.11 ^{ns}	0.1468	0.1468 ^{ns}
<i>Proprietário</i>	0.894***	0.858***	0.894***	0.834	0.8943	0.894 ^{ns}	0.8584	0.858 ^{ns}	0.8935	0.8935 ^{ns}
<i>Arrendatário</i>	0.053***	0.050***	0.0564***	0.046	0.05298	0.053 ^{ns}	0.05024	0.0502 ^{ns}	0.05642	0.05642 ^{ns}
<i>Parceiro</i>	0.017***	0.025***	0.017***	0.0294	0.01716	0.0172 ^{ns}	0.02518	0.0252 ^{ns}	0.01661	0.01661 ^{ns}
<i>Ocupante</i>	0.036***	0.066***	0.033***	0.0902	-	0.0355	-	0.0661	-	0.0334
<i>VBP</i>	77292	50527	96358	20286	-	77292	-	50527	-	96358
<i>Trabalho</i>	3.272	3.092	3.431	2.654	-	3.272	-	3.092	-	3.431
<i>Área</i>	91.81	42.61	68.34	40.06	-	91.81	-	42.61	-	68.34
<i>Capital</i>	524921	278759	520554	166281	-	524921	-	278759	-	520554
<i>Insumos</i>	31938	20890	44722	5454	-	31938	-	20890	-	44722
Nº Obs.	923228	782986	328797	2881908		923228		782986		328797

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2006. Nota: *** Médias são estatisticamente diferentes do grupo de controle (não atendidos pela extensão, crédito, ou ambas) a 1%; ns - Médias são estatisticamente iguais do grupo de controle a 1%; .

4.2. Fronteira Estocástica de Produção

Nesta seção são apresentados os resultados das fronteiras estocásticas estimadas para cada grupo de produtores de acordo, representando o segundo estágio da abordagem de Heckman, descrita na seção 3.2. No total foram estimados 7 modelos: amostra total (1); fazendas que receberam extensão rural (2); fazendas que receberam crédito rural (3); fazendas atendidas pelas duas políticas (sinergia) (4); fazendas não atendidas pelas duas políticas (5); fazendas com acesso a extensão rural, que receberam o crédito (6); fazendas com acesso a crédito rural, que receberam o serviço extensionista. Os resultados encontram-se na Tabela 2.

Tabela 2 – Fronteira de Produção estocástica para cada grupo de produtores considerados quanto às políticas analisadas

Ln(VBP)	Amostra total (Pooled) (1)	Extensão Rural (2)	Crédito Rural (3)	Extensão e Crédito rural (4)	Não atendidos (5)	Incremental Crédito (6)	Incremental Extensão (7)
<i>lx1 (Área)</i>	0.258*** (0.00647)	0.114*** (0.00751)	0.209*** (0.00700)	0.0934*** (0.00914)	0.263*** (0.00767)	0.0968*** (0.00884)	0.0952*** (0.00903)
<i>lx2 (Trabalho)</i>	0.393*** (0.00686)	0.331*** (0.00668)	0.270*** (0.00638)	0.252*** (0.00630)	0.368*** (0.00806)	0.254*** (0.00623)	0.252*** (0.00631)
<i>lx3 (Insumos)</i>	0.280*** (0.00442)	0.377*** (0.00647)	0.336*** (0.00561)	0.440*** (0.00764)	0.254*** (0.00519)	0.438*** (0.00733)	0.440*** (0.00763)
<i>lx4 (Capital)</i>	0.0848*** (0.00466)	0.132*** (0.00505)	0.129*** (0.00480)	0.138*** (0.00623)	0.0714*** (0.00692)	0.137*** (0.00605)	0.138*** (0.00624)
<i>Muito Pequeno</i>	-0.686*** (0.0336)	-0.717*** (0.0369)	-0.688*** (0.0352)	-0.695*** (0.0345)	-0.601*** (0.0418)	-0.687*** (0.0336)	-0.689*** (0.0344)
<i>Pequeno</i>	-0.524*** (0.0265)	-0.585*** (0.0280)	-0.579*** (0.0285)	-0.596*** (0.0275)	-0.450*** (0.0354)	-0.589*** (0.0267)	-0.591*** (0.0274)
<i>Médio</i>	-0.318*** (0.0177)	-0.343*** (0.0177)	-0.322*** (0.0200)	-0.326*** (0.0179)	-0.287*** (0.0286)	-0.319*** (0.0175)	-0.324*** (0.0179)
<i>Mills_extensão</i>		-0.0199*** (0.00449)					
<i>Mills_crédito</i>			-0.0297*** (0.00350)				
<i>Mills_sinergia</i>				-0.0108*** (0.00414)	-0.0386*** (0.00372)		
<i>Mills_incr. crédito</i>						-0.0102** (0.00493)	
<i>Mills_incr. extensão</i>							-0.00444 (0.00476)
<i>Constante</i>	6.479*** (0.0839)	5.724*** (0.0961)	5.740*** (0.0912)	5.123*** (0.0942)	6.807*** (0.0971)	5.146*** (0.0918)	5.109*** (0.0941)
<i>Efeitos fixos</i>							
<i>Unidades Federativas</i>	sim	sim	sim	sim	sim	sim	sim
<i>Usigma</i>	1.618*** (0.0161)	1.127*** (0.0255)	0.462*** (0.0231)	-0.162*** (0.0319)	1.856*** (0.0158)	-0.111*** (0.0313)	-0.162*** (0.0319)
<i>Vsigma</i>	0.179*** (0.0144)	-0.255*** (0.0173)	-0.135*** (0.0178)	-0.554*** (0.0230)	0.180*** (0.0153)	-0.547*** (0.0225)	-0.554*** (0.0230)
<i>Lambda</i>	5.587	4.409	3.422	0.292	10.311	0.203	0.292
<i>Wald-Test</i>	87824	60692	116147	66179	40846	69770	66619
<i>Prob>chi2</i>	0	0	0	0	0	0	0
<i>Obs.</i>	4,259,963	867,145	782,986	316,968	2,881,908	328,797	316,968

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2006.

Nota: Significância: ***significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%; NS – Não significativo a 1%; Erro padrão robusto (*bootstrap*) entre parênteses.

Como demonstrado na abordagem empírica, além dos insumos, acrescentou-se na função de produção a razão inversa de *Mills*, obtida da estimação do modelo *Probit* para cada grupo analisado (primeira etapa da abordagem de Heckman), com intuito de levar em conta o viés de seleção causado por fatores não observáveis. Os resultados desta equação de seleção são apresentados na Tabela A1, no apêndice da presente pesquisa. Ressalta-se novamente que a forma funcional utilizada foi a Cobb-Douglas e, sendo assim, os coeficientes estimados pela fronteira representam diretamente as elasticidades dos fatores de produção.

Outra vantagem quanto ao uso da forma funcional Cobb-Douglas em sua forma logarítmica refere-se à possibilidade de identificar os retornos à escala da fronteira de produção por meio da soma direta das elasticidades dos fatores produtivos. Assim, verifica-se que, para os modelos (1) ao (7), a soma das elasticidades foram, respectivamente, 1,02, 0,95, 0,94, 0,92, 0,96, 0,93, 0,93. Este resultado indica que o retorno da tecnologia utilizada se aproxima dos retornos constantes à escala, isto é, um aumento na utilização dos fatores produtivos levaria a um crescimento proporcional no valor bruto da produção. Alves et al. (2012) e Helfand et al. (2015) também identificaram resultado semelhante utilizando o Censo Agropecuário de 2006 para estimar funções de produção para a agropecuária brasileira.

Os resultados das elasticidades dos fatores de produção (área, trabalho, insumos e capital), os quais permitem verificar seus efeitos sobre a formação do valor bruto da produção para os grupos considerados, também são apresentados na Tabela 2. Para o modelo estimado para a amostra total (modelo *pooled*) verifica-se que os insumos comprados e o trabalho foram os fatores que mais contribuíram para a formação do valor bruto da produção - VBP brasileiro em 2006, mostrando que um aumento de 10% na quantidade utilizada desses fatores estaria associado a um aumento do VBP em 2,8% e 3,9%, respectivamente. Helfand et al. (2015) também identificaram estes como os fatores de produção que apresentaram maiores elasticidades ao estimar uma função de produção translog para a agropecuária brasileira¹⁵. Já capital foi a variável de menor elasticidade no modelo referente a amostra total (0,08).

Em relação às elasticidades estimadas para os grupos de interesse, isto é, para os estabelecimentos atendidos ou não pelas políticas de extensão e crédito rural, verificam-se diferenças significativas na contribuição de cada fator de produção para a formação do valor da produção agropecuária. Independentemente da política considerada, os insumos comprados representam o fator de produção com maior participação na geração do VBP, indicando que um aumento em 10% na quantidade utilizada estaria associado a um aumento de 3,7% no VBP dos estabelecimentos atendidas pela extensão rural (modelo 2) e 3,4% para aqueles com acesso ao crédito rural (modelo 3). Já para o grupo de estabelecimentos não atendidos pelas políticas, o trabalho (*Lntrab*) foi o fator de produção com maior elasticidade, seguido pela contribuição da área utilizada (*Lnarea*). Os resultados indicaram que um aumento em 10% nesses fatores de produção, elevaria o VBP em 3,7% e 2,6%, respectivamente. Este resultado não é surpreendente, visto que tais estabelecimentos são, em sua maioria, pequenos produtores com entraves relacionados a baixo capital humano, baixo acesso à informação, por exemplo sobre técnicas e práticas mais produtivas, e recursos financeiros limitados. Assim, a ausência de políticas que poderiam reverter este quadro faz com que tais produtores encontrem na expansão da área produtiva e do número de trabalhadores alternativas mais viáveis para o incremento da produção.

No que tange a fronteira de produção referente aos estabelecimentos que acessam simultaneamente as políticas de extensão e crédito rural (modelo 4), observa-se um aumento significativo da participação dos insumos comprados e do capital na formação do valor da produção agropecuária, quando comparado aos modelos estimados para cada política individualmente, e principalmente em relação aos estabelecimentos não atendidos por tais políticas. As elasticidades encontradas mostram que, na média, um aumento em 10% no gasto com insumos e no valor do capital estaria associado a uma elevação de 4,4% e 1,4%, respectivamente. A maior participação destes fatores na composição da renda agropecuária pode já estar sendo explicada pela atuação conjunta das políticas consideradas neste grupo. Isto é, entre as finalidades da extensão rural está a transferência de informações acerca de novas tecnologias disponíveis,

¹⁵ As elasticidades encontradas por Helfand et al. (2015) para insumos comprados e trabalho foram, respectivamente, 0,62 e 0,21. Apesar de também utilizarem o Censo Agropecuário de 2006, os autores utilizam uma base de dados mais agregadas, com informações agrupadas em fazendas representativas.

as quais podem ser absorvidas caso o estabelecimento tenha possibilidades financeiras para adquiri-las. Ao mesmo tempo que o crédito direcionado para custeio da produção também permitem aos produtores adquirirem quantidades maiores de insumos produtivos.

Os dois últimos modelos apresentados na Tabela 2 referem-se às fronteiras de produção estimadas para tentar captar o efeito incremental de cada política em complemento à outra. De modo geral, não foram identificadas diferenças importantes nas elasticidades dos fatores de produção estimadas entre os dois grupos, sendo o resultado ainda bastante similar ao obtido para o modelo referente à sinergia entre as políticas de extensão e crédito rural (modelo 4). Além disso, observa-se que, independentemente do grupo de produtores considerados, os grandes estabelecimentos (categoria base), apresentam maior valor da produção em relação às demais classes de tamanho do estabelecimento.

Quanto a hipótese de viés de seletividade amostral na adoção do crédito e o serviço de extensão rural, verifica-se que, para os modelos (2) ao (5), esta é estatisticamente confirmada pela significância do coeficiente estimado para a razão inversa de *Mills*. Tal resultado sugere que de fato há fatores não observáveis que influenciam a decisão do produtor em acessar o crédito rural, na adoção do serviço extensionista e em ambas políticas simultaneamente. Já para os modelos referentes aos efeitos incrementais de cada política, observa-se que a razão de *Mills* foi estatisticamente significativa apenas para o grupo de produtores com extensão rural e que passaram a receber também o crédito (modelo 6). A não significância estatística da variável *Mills* no modelo (7) indica que não haveria necessidade de correção para seletividade na análise do efeito incremental da extensão rural, isto é, quando se tem o crédito rural, o acesso à extensão rural não parece estar limitado. Além disso, o coeficiente negativo encontrado em todos os modelos ainda sugere que os fatores não observáveis estão associados à seleção dos produtores em menores níveis de valor bruto da produção.

Ainda na Tabela 2, outro resultado interessante refere-se ao parâmetro Lambda, obtido por meio da divisão da variância do termo de erro relativo à ineficiência (*Usigma*) pela variância do termo de erro aleatório (*Vsigma*) ($\lambda = (\sigma_{\mu} / \sigma_v)$), o qual permite testar a existência significativa da ineficiência técnica. Os valores encontrados acima da unidade no modelos (1), (2), (3) e (5) indicam que a maior parte do erro se deve à ineficiência, ou seja, as discrepâncias entre os produtos observados e as fronteiras ótimas seriam primariamente devidas à ineficiência técnica. Quanto aos estabelecimentos atendidos pelas políticas de crédito e extensão (modelo (4) (sinergia) e modelos (6) e (7) (efeito incremental)), verifica-se que distância entre o produto observado pelas fazendas e suas respectivas fronteiras estão associados primariamente ao componente aleatório. Estes resultados representam um primeiro indício de menor ineficiência técnica em tais estabelecimentos, questão esta analisada mais detalhadamente na seção seguinte.

5.3. Análise dos escores de eficiência técnica

Após estimadas as fronteiras estocásticas de produção, os escores de eficiência técnica, livres do viés causado por fatores observáveis e não observáveis foram obtidos para todos os modelos analisados, conforme descrito na seção 4. Os resultados das médias e desvio-padrão dos escores estimados são apresentados na Tabela 3.¹⁶

Os resultados mostram que a eficiência técnica média dos estabelecimentos atendidos pela extensão rural foi de 38.9%, enquanto que para aqueles com acesso ao crédito rural foi de 45.5%, indicando que, de fato, os produtores com acesso a tais políticas são tecnicamente mais eficientes que os não atendidos, os quais, por sua vez, estão associados a uma eficiência técnica média de apenas 28.4%. Embora a eficiência técnica dos grupos assistidos seja relativamente superior à obtida pelos estabelecimentos sem acesso às políticas consideradas, os resultados demonstram que é possível ainda elevar consideravelmente o desempenho produtivo de ambos os grupos sem alterar a quantidade utilizada dos fatores produtivos. O alto valor do desvio-padrão estimado para todos os grupos evidencia grande dispersão dos dados em relação à média, refletindo uma amostra bastante heterogênea do ponto de vista da eficiência técnica.

Para verificar a hipótese do efeito de sinergia entre as políticas de extensão e crédito rural, foram obtidos os escores de eficiência técnica para os estabelecimentos que acessam simultaneamente as duas

¹⁶ Ressalta-se que, entre as regras para o uso da sala de sigilo no IBGE, não é permitido extrair quaisquer valores de máximos e mínimos, de modo a impedir que algum produtor possa ser identificado por meio de tais informações.

políticas. Os resultados apontam que, de fato, tais fazendas apresentam a maior eficiência em toda a amostra (54%), sendo esta 25.6 pontos percentuais (p.p) superior à eficiência das fazendas não atendidas (28.4%). Este efeito de sinergia, superior aos efeitos isolados de cada política, pode ser explicado. O serviço extensionista contribui para ampliação da capacidade de gerenciamento do produtor, incluindo a redução da assimetria de informação acerca do mercado, novas tecnologias e outros. Porém, situações financeiras desfavoráveis podem restringir a atuação da extensão, limitando-a a seu papel educacional e assistencialista. Tal restrição é reduzida pela disponibilidade de crédito rural para estes estabelecimentos, permitindo que os mesmos tenham recursos para custear a produção e adquirir tecnologias e insumos modernos, os quais também serão utilizados com maior eficiência pela presença da extensão rural.

Tabela 3 – Média e desvio-padrão dos escores de eficiência técnica para cada grupo considerado em relação às políticas analisadas.

Amostra Balanceada	Nº OBS	Média	Desvio-Padrão
<i>Brasil (Pooled)</i>	4259963	0.322	0.200
<i>Extensão Rural</i>	923228	0.389	0.199
<i>Crédito Rural</i>	782986	0.458	0.183
<i>Sinergia Extensão e Crédito</i>	328797	0.540	0.169
<i>Não atendidos</i>	2881908	0.284	0.200
Efeito Incremental			
<i>Extensão Rural e Crédito Rural</i>	328797	0.534	0.171
<i>Extensão Rural</i>	594431	0.345	0.208
Incremental Crédito		0.189	
<i>Extensão Rural e Crédito Rural</i>	328797	0.539	0.169
<i>Crédito Rural</i>	454189	0.410	0.196
Incremental Extensão Rural		0.130	

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2006.

Quanto à análise do efeito incremental da extensão e do crédito, isto é, o ganho de eficiência ao se adotar uma das políticas já tendo acesso a outra, os resultados confirmam a hipótese de ganhos consideráveis na eficiência técnica do estabelecimento ao receber conjuntamente as duas políticas. De acordo com os resultados, para os estabelecimentos que recebem o serviço extensionista, o acesso ao crédito poderia elevar a eficiência técnica em 18.9 p.p. (*Incremental Crédito*). Já para aqueles que já contam com acesso ao crédito rural, a adoção do serviço da extensão rural poderia elevar a eficiência em 12.8 p. p. (*Incremental Extensão Rural*). Assim, além de confirmar o efeito de sinergia entre as políticas, os resultados ainda sugerem que quando a extensão rural ocorre primeiro, os ganhos de eficiência são maiores. Dentre outras finalidades, a extensão poderia garantir um uso eficaz do montante obtido via crédito rural.

Quando se avaliam as médias dos escores de eficiência técnica por classe de tamanho do estabelecimento¹⁷, verifica-se que, para todos os grupos considerados, os estabelecimentos classificados como “pequenos” são aqueles com maior eficiência técnica média, isto é, convertem os fatores produtivos em valor bruto de produção mais eficientemente. À medida que se considera propriedades maiores, médias e grandes, o escore médio tende a reduzir. De modo geral, este resultado vai de encontro com a literatura nacional acerca da relação entre área e eficiência técnica, a qual frequentemente identifica grande eficiência entre pequenos estabelecimentos (HELFAND; LEVINE, 2004; FREITAS *et al.*, 2014, HELFAND *et al.*, 2015).

Assim, ao se analisarem o efeito incremental por tamanho do estabelecimento, os resultados apontam ganhos relativamente maiores para os estabelecimentos médios e grandes. Isto é, ao receber o

¹⁷ Resultados não apresentados (disponíveis sob solicitação aos autores).

crédito ou extensão rural, já contando como apoio de uma dessas políticas, o ganho na eficiência técnica é maior para os grandes estabelecimentos. No entanto, independentemente da classe de tamanho considerada, o efeito incremental do crédito rural permanece superior, sendo até 6.2. p.p. maior se comparado ao incremental da extensão rural.

6. Considerações finais

O objetivo da presente pesquisa foi verificar os efeitos isolados e da sinergia entre o crédito rural e extensão rural sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros. As estimativas foram obtidas com base nos microdados do Censo Agropecuário de 2006, acessados diretamente da sala de sigilo do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE.

Entre os resultados encontrados, as elasticidades estimadas para os fatores de produção indicaram que os estabelecimentos atendidos simultaneamente pelas políticas de crédito e extensão rural utilizam mais intensivamente os fatores capital e insumos comprados quando comparado àqueles atendidos por cada política isoladamente, e principalmente em relação aos estabelecimentos não atendidos por tais políticas. Para este último grupo, os fatores terra e trabalho foram os que mais contribuíram para formação do valor bruto da produção. Quanto à eficiência técnica estimada, os resultados confirmam a hipótese de que estabelecimentos com acesso ao crédito ou extensão rural são tecnicamente mais eficientes que os estabelecimentos não atendidos, e que este ganho na eficiência é ainda maior quando as duas políticas atuam conjuntamente, confirmando a existência da sinergia entre tais mecanismos. Ademais, a análise do efeito incremental sugere ser mais efetivo o acesso primeiro à extensão rural, a qual, dentre outras finalidades, poderia garantir um uso eficaz do montante obtido via crédito rural.

Por fim, os resultados encontrados sugerem um bom desempenho do serviço extensionista e do crédito rural, embora o efeito conjunto de tais políticas sejam significativamente superior. Deste modo, é necessária uma maior atenção governamental sobre a importância da ação conjunta dos diferentes instrumentos de política agrícola utilizados atualmente, atuando de forma a alcançar, de fato, um maior desenvolvimento no meio rural como um todo. No cenário atual da agropecuária brasileira, representada por grande parcela de pequenos produtores em condição de pobreza e sem acesso a maior parte destes instrumentos, dificilmente uma política atuando isoladamente conseguirá reverter este quadro.

7. Referências Bibliográficas

- 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.
- ALI, B. A.; DEININGER, K.; DUPONCHEL, M. **Credit Constraints, Agricultural Productivity and Rural Nonfarm Participation: Evidence from Rwanda**. Policy Research Working Paper n.6769. World Bank: 2014.
- ALVES, E.; SOUZA, G. S.; ROCHA, D. P. Lucratividade da Agricultura. **Revista de Política Agrícola**, n.2, p. 45-63, 2012.
- AMSLER, C.; O'DONNELL, C. J.; SCHMIDT, P. Stochastic metafrontiers. **Econometric Reviews**, v. 36, n. 6-9, p. 1007-1020, 2017.
- ANDERSON, J. R.; FEDER, G. Rural Extension Services. **World Bank Policy Research Working Paper 2976**, 2003.
- ANDERSON, J. R.; FEDER, G. Agricultural Extension: Good Intentions and Hard Realities. **The World Bank Research Observer**, v. 19, n. 1, p. 41-60, 2004.
- BRAVO-URETA, B. E.; GREENE, W.; SOLÍS, D. Technical efficiency analysis correcting for biases from observed and unobserved variables: an application to a natural resource management project. **Empirical Economics**, V. 43, n. 1, p. 55-72, 2012.
- BUAINAIN, A. M. Land reform in NE Brazil: a stochastic frontier production efficiency evaluation. **Revista de economia e sociologia rural**, v. 49, n.1, p9-30, 2011.
- BUAINAIN, Antônio Márcio et al. **O mundo rural no Brasil do século 21**. Embrapa: Brasília, Brazil, 2014.

CARTER, M. R. Equilibrium Credit Rationing of Small Farm Agriculture. **Journal of Development Economics**, v. 28, p. 83-103, 1988.

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

CIAIAN, P.; FAŁKOWSKI, J.; KANCS, D. Access to credit, factor allocation and farm productivity: Evidence from the CEE transition economies. **Agricultural Finance Review**, v. 72, n. 1, p. 22–47, 2012.

CHRISTOPLOS, I. **Mobilizing the potential of rural and agricultural extension**. In: The Global Forum for Rural Advisory Services. Food and Agriculture Organization of the United Nations, 2010.

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.

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.

DUANGBOOTSEE, U.; MYERS, R. J. **Technical efficiency of Thai jasmine rice farmers: Comparing price support program participants and non-participants**. Agricultural and Applied Economics Association Annual Meeting. 2014.

FREITAS, C. O. de; TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J. **Tamanho do estabelecimento e eficiência técnica na agropecuária brasileira**. In: 42º Encontro Nacional de Economia - ANPEC, Natal – RN, 2014.

FREITAS, C. O. de; **Three essays on the effect of rural extension in the Brazilian agricultural sector**. Viçosa, MG: UFV, 2017. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

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.

GREENE, W.H. **Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions**. Journal of econometrics, Lausanne, v.13, n.1, p.27-56, may. 1980.

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.

HANLEY, N.; SPASH, C. L. **Farm management research for small farmer development**. Food and Agriculture Organisation of the United Nations, Rome, 1993.

HECKMAN, J.J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v.45, n.1, p.153-161, 1979.

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.

HELFAND; S. M., PEREIRA; V. de F. Determinantes da Pobreza Rural e Implicações para a Política Pública no Brasil. MIRANDA, C.; TIBÚRCIO, B. **A Nova Cara da Pobreza Rural: Desafios para as políticas públicas** (Org.), v. 16, Brasília: IICA, 2012. p. 121-160.

IBGE. Indicadores Sociais Municipais. Uma análise dos resultados do universo do Censo Demográfico 2010. Rio de Janeiro: 2011.

JAMISON, D.; LAU, L. **Farmer Education and Farm Efficiency**, Johns Hopkins University Press, 1982.

JIN, Y.; HUFFMAN, E. Measuring public agricultural research and extension and estimating their impacts on agricultural productivity: new insights from U. S. evidence. **Agricultural Economics**, v. 47, n.1, p. 15-31, 2016.

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

KAGEYAMA, A.A.; BERGAMASCO, S.M.P.P.; OLIVEIRA, J.T.A. Uma tipologia dos estabelecimentos agropecuários do Brasil a partir do censo de 2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.51, n.3, p105-122, 2013.

LANDAU, E.C. *et al.* **Variação geográfica do tamanho dos módulos fiscais no Brasil**. Embrapa Milho

e Sorgo, Sete Lagoas, MG, 2012. Documentos; 146.

LIMA, A.L.R. **Eficiência produtiva e econômica da atividade leiteira em Minas Gerais**. 2006. 127 p. Tese (Doutorado em Administração) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2012

MAGALHÃES, M. M.; SOUZA FILHO, H.M.; SOUZA, M. R.; SILVEIRA, J. M. F. J.; BUAINAIN, A. M. Land reform in NE Brazil: a stochastic frontier production efficiency evaluation. **Revista de economia e sociologia rural**, v. 49, n.1, p9-30, 2011.

MALDONADO, J. H.; GÓMEZ, J. A.; JURADO, V. L. Sinergias entre políticas de protección social y proyectos de desarrollo rural: aproximación desde la literatura existente y la teoría. In: MALDONADO, J. H et al. (Org.). Protección, producción, promoción: Explorando sinergias entre protección social y fomento productivo rural en América Latina. Bogotá: Universidad de los Andes, 2016. p. 17-68.

PEIXOTO, M. **Mudanças e desafios da extensão rural no Brasil**. In: O mundo rural no Brasil do século 21. Brasília, 2014.

PETTAN, K. B. **A Política Nacional de Assistência Técnica e Extensão Rural PNATER): percepções etendências**. Tese (Doutorado em Engenharia Agrícola) – Universidade Estadual de Campinas - Campinas, 393 p., 2010.

SILVA, L.A.C. da. **A função de produção da agropecuária brasileira: diferenças regionais e evolução no período 1975 - 1985**. 1996. 157p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Esalq, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1996.

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.

SOLIS, D.; BRAVO-URETA, B. E.; QUIROGA, R. E.; Technical Efficiency Among Peasant Farmers Participating in Natural Resource Management Programs in Central America (2009). **Journal of Agricultural Economics**, Vol. 60, No. 1, pp. 202-219, 2009.

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

WORLD BANK. World Development Report: Agriculture for Development, 2008. 386 p.

APÊNDICE

Tabela A1 - Estimação da equação de seleção (*Probit*), após o balanceamento da amostra.

Variáveis	Extensão Rural (1)	Crédito Rural (2)	Extensão e Crédito rural (3)	Incremental Crédito (4)	Incremental Extensão (5)
<i>sexo</i>	0.393*** (0.00258)	0.247*** (0.00238)	0.557*** (0.00412)	0.286*** (0.00578)	0.473*** (0.00611)
<i>Area total</i>	7.68e-05*** (1.64e-06)	-1.19e-05*** (1.83e-06)	3.76e-05*** (2.18e-06)	-2.59e-05*** (2.37e-06)	0.000101*** (5.85e-06)
<i>Idade</i>	0.0340*** (0.000324)	0.0258*** (0.000318)	0.0495*** (0.000501)	0.0205*** (0.000667)	0.0420*** (0.000776)
<i>Idade2</i>	-0.000302*** (3.08e-06)	-0.000284*** (3.02e-06)	-0.000516*** (4.86e-06)	-0.000301*** (6.43e-06)	-0.000398*** (7.50e-06)
<i>Sabe ler e escrever</i>	-1.115*** (0.00497)	-0.114*** (0.00545)	-0.961*** (0.00753)	0.0259*** (0.00917)	-1.358*** (0.0129)
<i>Não lê e escreve</i>	-1.386*** (0.00468)	-0.178*** (0.00516)	-1.271*** (0.00716)	-0.111*** (0.00859)	-1.708*** (0.0124)
<i>Alfabetizado</i>	-0.946*** (0.00535)	-0.203*** (0.00593)	-0.870*** (0.00818)	-0.0533*** (0.0100)	-1.107*** (0.0139)
<i>Fund. Incompleto</i>	-0.515*** (0.00426)	0.150*** (0.00494)	-0.217*** (0.00632)	0.356*** (0.00659)	-0.549*** (0.0115)
<i>Fund. Completo</i>	-0.334*** (0.00463)	0.138*** (0.00532)	-0.110*** (0.00680)	0.245*** (0.00722)	-0.354*** (0.0121)
<i>Técnico Agrícola</i>		0.148*** (0.00757)		-0.191*** (0.00844)	
<i>Médio Completo</i>	-0.259*** (0.00473)	0.112*** (0.00547)	-0.0898*** (0.00696)	0.167*** (0.00734)	-0.267*** (0.0124)
<i>Exp1</i>	-0.344*** (0.00513)	-0.533*** (0.00543)	-0.785*** (0.00898)	-0.741*** (0.0117)	-0.367*** (0.0144)
<i>Exp2</i>	-0.162*** (0.00223)	-0.281*** (0.00222)	-0.390*** (0.00328)	-0.386*** (0.00433)	-0.142*** (0.00504)
<i>Exp3</i>	-0.0919*** (0.00209)	-0.203*** (0.00209)	-0.265*** (0.00301)	-0.277*** (0.00391)	-0.0768*** (0.00457)
<i>Qualif.</i>	0.484*** (0.00346)	0.291*** (0.00357)	0.598*** (0.00465)	0.199*** (0.00484)	0.491*** (0.00704)
<i>Familiar</i>	-0.274*** (0.00201)	0.107*** (0.00217)	-0.0605*** (0.00297)	0.230*** (0.00354)	-0.169*** (0.00487)
<i>Urbano</i>	-0.0575*** (0.00224)	-0.191*** (0.00236)	-0.180*** (0.00329)	-0.138*** (0.00397)	0.0151*** (0.00536)
<i>Arrendatário</i>	0.137*** (0.00348)	0.101*** (0.00340)	0.205*** (0.00484)	0.127*** (0.00620)	0.109*** (0.00719)
<i>Parceiro</i>	-0.178*** (0.00500)	-0.0242*** (0.00448)	-0.182*** (0.00735)	-0.0115 (0.0106)	-0.261*** (0.0105)
<i>Ocupante</i>	-0.418*** (0.00330)	-0.132*** (0.00278)	-0.439*** (0.00491)	-0.0846*** (0.00754)	-0.461*** (0.00701)
<i>Constante</i>	-1.086*** (0.00972)	-1.659*** (0.00987)	-2.248*** (0.0147)	-1.130*** (0.0190)	-0.780*** (0.0235)
<i>Log de verossimilhança</i>	-1.894e+06	-1.971e+06	-890187	-571130	-450248
<i>chi2</i>	492307	122615	286700	60086	144006

Fonte: Elaboração própria a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2006.

Nota: Significância: ***significativo a 1; Erro padrão entre parênteses.