

# EXTENSÃO RURAL E EFICIÊNCIA TÉCNICA NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE A PARTIR DOS MICRODADOS DO CENSO AGROPECUÁRIO

Carlos Otávio de Freitas<sup>1</sup>  
Felipe de Figueiredo Silva<sup>2</sup>  
Marcelo José Braga<sup>3</sup>

## Área 11 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente

### RESUMO

O objetivo da presente pesquisa foi identificar qual o efeito da extensão rural sobre o desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários brasileiros, sendo utilizada a eficiência técnica das fazendas como medida de desempenho. Para tal, Os dados utilizados referem-se aos microdados do Censo Agropecuário de 2006, acessados diretamente na sala de sigilo do IBGE. Para tal, foi utilizada uma abordagem que combina a estrutura de fronteira de produção estocástica, levando em conta o viés de seleção na adoção da extensão rural (abordagem de Heckman), com a técnica de balanceamento por entropia. Os resultados mostram que a extensão rural contribui, de fato, para aumento da eficiência na utilização dos fatores produtivos, sendo os produtores adotantes, mais tecnicamente eficientes que os não adotantes. Ao considerar as diferenças de acordo com o tamanho do estabelecimento, observou-se um efeito ainda maior para o grupo de grandes produtores. Além disso, em geral a extensão rural pública gerou escores de eficiência técnica mais elevados que os obtidos pelos estabelecimentos atendidos pelo serviço privado.

**Palavras-chave:** Extensão Rural, Balanceamento por Entropia, Fronteira Estocástica de Produção, Eficiência Técnica

### ABSTRACT

*The objective of the present research was to identify the effect of rural extension on the productive performance of Brazilian agricultural establishments, using as a measure of performance the technical efficiency of farms. To this end, the data used refers to the microdata of the 2006 Agricultural Census, accessed directly from the IBGE secrecy room. The results show that the rural extension contributes, in fact, to increase the efficiency in the use of the productive factors, with the producers adopting, more technically efficient than the non-adopters. When considering the differences according to the size of the establishment, an even greater effect was observed for the group of large producers. In addition, in general, public rural extension generated higher technical efficiency scores than those obtained by establishments attended by the private service.*

**KeyWords:** Rural Extension, Entropy balancing, Stochastic Production Frontier, Technical Efficiency

**Classificação JEL:** Q10, Q12, Q16

### 1. Introdução

No cenário de evolução do setor agropecuário brasileiro, a política agrícola tem papel fundamental como mecanismo de apoio à produção agroindustrial, principalmente por compatibilizar seus instrumentos aos condicionantes da economia. Nesse sentido, como argumentado por Teixeira *et al.* (2014) o desempenho futuro da agropecuária brasileira está relacionado, cada vez mais, à criação de

---

<sup>1</sup> Professor Assistente da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ). Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV/DER). E-mail: carlos.freitas87@gmail.com;

<sup>2</sup> Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV/DER). Doutorando na Universidade de Nebraska – Lincon (UNL). Email: fsilva.f@hotmail.com.

<sup>3</sup> Professor Associado do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV/DER). E-mail: mjbraga@ufv.br

novas alternativas de apoio à produção de forma a manter a atividade em constante progressão, com possibilidades de ampliação via modernização das estruturas produtivas.

Entre as políticas agrícolas de apoio ao setor destaca-se a Política Nacional de Assistência técnica e Extensão rural – Pnater. Segundo Rodrigues (1997), 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, bem como melhorias do bem estar social das famílias rurais, por meio de melhorias nas condições de saúde, alimentação, educação e organização da atividade<sup>4</sup>.

De acordo com Christoplos (2010), uma das finalidades da extensão rural<sup>5</sup> é reduzir a distância entre as descobertas, oriundas de novas pesquisas, e as mudanças no processo de tomada de decisão dos estabelecimentos. Como consequência, o processo de difusão de novas tecnologias pode ser acelerado, com possibilidade de aumentos significativos na produtividade e rendimento agropecuário. Além de informações sobre novas tecnologias, práticas agrícolas, comportamento dos preços de mercado, os serviços extensionistas também incluem atividades educativas no sentido de desenvolver as habilidades de gerenciamento dos produtores, o que pode elevar a eficiência do processo produtivo mesmo quando novas tecnologias não estiverem disponíveis.

No Brasil, a reformulação da política nacional de extensão rural, por meio do surgimento da Pnater em 2003, contribuiu também para o aumento da participação de entidades não estatais na oferta de serviços de extensão (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 e outras entidades. De fato, como apontado por Swinner e Maertens (2007), há uma tendência de aumento do provimento de serviços de extensão por empresas fornecedoras de insumos produtivos ou empresas de processamento em todo o mundo.

Apesar das vantagens oferecidas pela extensão rural observa-se que, no Brasil, dos 4,3 milhões de estabelecimentos analisados nesta pesquisa<sup>6</sup>, apenas 27.7% dos estabelecimentos usufruíram desta política, segundo os microdados do Censo Agropecuário de 2006 (IBGE, 2017). Além disso, verifica-se que o tamanho médio das propriedades que receberam Ater foi de 128.5 ha, enquanto que a média das que não receberam foi de 44.6 ha, mostrando que grande parte dos pequenos produtores ainda não recebem nenhum tipo de apoio via extensão rural. Ademais, tais beneficiados também estão associados a produtores com maiores níveis de escolaridade. Como argumentado por Plata e Fernandes (2011), isso pode ser resultado da existência de viés de seleção no acesso aos serviços de extensão, indicando que, por terem maior mobilidade social, maior volume de recursos, maiores informações para tomada de decisão, tais produtores tem mais facilidade para adotar tais serviços. Esta questão é relevante, pois levanta a dúvida se a política de extensão tem alcançado seu objetivo de atender aos grupos de agricultores mais atrasados tecnologicamente e pequenos produtores. E se, de fato, ela tem contribuído para elevar o desempenho produtivo da agropecuária brasileira.

Dado o exposto, a presente pesquisa busca identificar qual o efeito da extensão rural sobre o desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários brasileiros. Para tal, será utilizado como medida de desempenho a eficiência técnica, a qual, segundo Lima (2006), 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 significa que esta eficiência trata da relação entre os insumos e o produto total final, logo, pode ser considerada uma medida de produtividade total.

Utilizando a eficiência como medida de desempenho, diferentes trabalhos tentaram identificar indiretamente o efeito da extensão rural sobre a eficiência técnica no Brasil. Apesar de não ser o foco principal de tais pesquisas, os autores geralmente adicionam uma variável representativa do serviço extensionista entre os determinantes dos níveis de eficiência, sendo encontrados resultados diversos e, por

---

<sup>4</sup> Para maiores detalhes acerca do surgimento e desenvolvimento dos serviços extensionistas no Brasil ver Pettan (2010).

<sup>5</sup> Na presente pesquisa, os serviços de Assistência Técnica e Extensão Rural - ATER serão chamados apenas de “Extensão Rural”, no intuito de padronizar o termo com a literatura internacional acerca do tema.

<sup>6</sup> Os 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”.

vezes, não significativos para esta política (Helfand e Levine, 2004; Magalhães et al. 2011 e outros<sup>7</sup>).

Uma das principais limitações da literatura sobre a extensão rural no Brasil é que tais pesquisas não levam em conta o caráter endógeno da variável, uma vez que a adoção do serviço extensionista é uma escolha do produtor, que pode ser afetada por fatores observáveis (como, por exemplo, experiência, características do estabelecimento e outras) e não observáveis (como, por exemplo, capacidade de gerenciamento do produtor rural). Ao ignorar estas características, os resultados obtidos podem estar viesados, o que limita a análise da importância da extensão rural para o desempenho das propriedades.

Nesse sentido, uma das contribuições desta pesquisa é identificar o impacto da extensão rural, buscando corrigir as limitações presentes na literatura acerca do tema. Para tal, utilizou-se uma abordagem que combina a estrutura de fronteira estocástica de produção, levando em conta o viés de seleção na adoção da extensão rural, conjuntamente com técnicas de pareamento amostral, de modo a identificar o efeito da extensão rural sobre a eficiência técnica livre de vieses gerados por fatores observáveis e não observáveis. Adicionalmente, esta estratégia permite verificar quais são os fatores que influenciam a probabilidade das fazendas adotarem o serviço de extensão e se há diferenças na alocação dos fatores produtivos entre os grupos. Foi analisado também se o efeito da extensão sobre a eficiência é alterado de acordo com o tamanho do estabelecimento uma vez que, como argumentado anteriormente, há evidências de que grande parte dos pequenos produtores não tem acesso a estes serviços.

A avaliação mais robusta da extensão rural pode contribuir para um maior entendimento da importância deste serviço para o setor rural brasileiro, podendo favorecer a criação e/ou aperfeiçoamento de políticas e até mesmo maior alocação de recursos destinados a esta atividade. Ademais, incerteza quanto ao impacto deste serviço pode reduzir o incentivo dos profissionais da área de extensão rural, podendo até mesmo, no longo prazo, desencorajar tais indivíduos a investirem em maiores conhecimentos e habilidades, o que implicaria em menor efetividade desta política. Ressalta-se ainda que foram utilizados os microdados dos estabelecimentos agropecuários no Brasil, com o intuito de obter estimativas livre de possível viés causado pela agregação das informações em âmbito municipal ou estadual

Esta pesquisa está estruturada em 4 seções, além desta introdução. Na seção seguinte, é feita uma revisão de diversos trabalhos acerca do tema. A seção 3 apresenta a metodologia e a fonte dos dados. Na seção 4 são apresentados e discutidos os resultados da pesquisa, e por fim, na seção 5, são expostas as considerações finais deste trabalho.

## **2. Revisão de literatura**

### **2.1. Efeitos da extensão rural**

Na literatura acerca da importância dos serviços de extensão rural, diversas pesquisas, principalmente voltadas para economias em desenvolvimento, argumentaram sobre os diferentes efeitos que tal serviço pode ter sobre o desenvolvimento rural, evidenciando sua relevância não apenas para gerar maior renda e produtividade da atividade agropecuária, mas para garantir ganhos de bem estar para o meio rural como um todo.

O principal escopo do relatório da “Food and Agriculture Organization”, elaborado por Christoplos (2010), é apresentar uma visão geral das oportunidades e desafios enfrentados para o aumento do impacto dos serviços de extensão rural, descrevendo também diferentes formas as quais tais serviços podem contribuir para incrementos na lucratividade, sustentabilidade e equidade no setor agropecuário. De modo geral, segundo o autor tais objetivos podem ser alcançados dado que a ação extensionista facilita o acesso dos produtores e suas organizações ao conhecimento, informação e tecnologia, representando também um elo com parceiros na pesquisa, educação e outras instituições relevantes, bem como contribui para que tais produtores ampliem suas habilidades e práticas gerenciais, técnicas e organizacionais. Entre os tópicos abordados pelo autor, destaca-se a importância da participação de diferentes entidades na oferta de serviços de extensão, porém, com fortalecimento da extensão pública, principalmente nos países com presença significativa de pequenos estabelecimentos, dado que o acesso de tais produtores à extensão de origem privada nem sempre é possível e/ou viável.

---

<sup>7</sup> Os resultados destes e de outros trabalhos são apresentados na seção 2.1.

Anderson e Feder (2004) argumentam que os investimentos em extensão rural podem elevar a produtividade e renda dos estabelecimentos de forma significativa, principalmente em países em desenvolvimento, os quais estão muitas vezes associados a maior contingente populacional vivendo em áreas rurais. Para os autores, isto ocorre dado o papel de incentivar a adoção de novas tecnologias, permitindo o acesso dos produtores a fatores de produção mais modernos, contribuindo para maior lucratividade mesmo considerando determinado risco. Além disso, o fluxo de informações gerados pela extensão contribui também para elevação do capital humano do produtor, tendo impacto direto nas habilidades gerenciais e promovendo, como resultado, ganhos de bem estar no meio rural.

Gautam (2000), ao analisar os efeitos do Projeto Nacional de Extensão (National Extension Project – NEP) no Kênia, também destaca a importância dos serviços de Ater, principalmente no país em questão, dado que 70% da população do país vive em áreas rurais. O autor, apesar de não ter encontrado impacto relevante do NEP nos anos analisados, reconhece que as ações da extensão rural, se realizadas de forma eficiente, são fundamentais para identificar os gargalos entre as melhores práticas agrícolas disponíveis e aquelas adotadas pelos estabelecimentos, com intuito de contribuir para que o produtor rural alcance uma melhor alocação dos recursos produtivos escassos.

A contribuição da assistência técnica extensionista também é analisada por Landini (2016), ao verificar a qualidade dos serviços de extensão na Argentina rural por meio de entrevistas realizadas com agentes de extensão do país. Segundo o autor, entre outras funções, um serviço extensionista de qualidade deve promover o aumento do capital social em determinada região, como por exemplo incentivando a formação e organizações por parte dos produtores. Isto é relevante pois, ao se organizarem, os produtores, principalmente de menor porte, podem aumentar sua escala produtiva elevando, deste modo, seu poder de negociação frente aos fornecedores de insumos e compradores dos seus produtos, podendo resultar em ganhos econômicos para os membros da organização.

Já Van Der Ban (1999) chama a atenção para um importante papel da extensão rural para o desenvolvimento econômico e produtivo da atividade agropecuária, indo além da transmissão de informações acerca de novas tecnologias e práticas agrícolas. Para o autor, a extensão rural deve atuar diretamente no processo de tomada de decisão do produtor rural, educando-os para se tornarem mais ágeis na identificação das mudanças e ameaças do ambiente em que ele está inserido. Além disso, este serviço deve buscar elevar o conhecimento e capacidade de gestão do agricultor, de forma a elevar a competitividade dele no mercado, bem como facilitar sua interação com os outros elos da cadeia produtiva, especialmente com os fornecedores de insumos e compradores do produto.

Por fim, verifica-se a partir das pesquisas citadas que os objetivos traçados pelos serviços de assistência técnica e extensão rural têm um papel fundamental para o desenvolvimento rural. Contudo, nem sempre este serviço é realizado de forma eficiente, gerando, por vezes, resultados adversos em alguns países ou regiões.

## **2.2. Extensão rural e eficiência Técnica**

Em relação à literatura que trata da relação entre a extensão rural e o desempenho produtivo dos estabelecimentos, a estratégia adotada pela grande maioria das pesquisas consiste em incorporar a extensão rural como uma variável explicativa em modelos que buscam explicar níveis de eficiência, produtividade ou produção agropecuária.

Gonçalves *et al.* (2008) utilizaram esta abordagem para identificar as eficiências técnicas de 771 estabelecimentos produtores de leite em Minas Gerais, dividindo a amostra em três grupos de acordo com o nível de produção: produção inferior a 50 litros de leite por dia; produção entre 50 a 200 litros de leite por dia; e produção acima de 200 litros de leite por dia. Para obtenção dos escores de eficiência técnica foi utilizado o modelo de DEA, enquanto que os determinantes da eficiência foram estimados por meio do método Tobit. A variável escolhida pelos autores para representar o efeito da extensão rural foi uma *dummy*, que recebia valor unitário caso o estabelecimento tenha recebido ao menos uma visita de um técnico no ano. Os resultados encontrados mostraram que a extensão rural foi estatisticamente significativa, apresentando efeito positivo, apenas para os grupos de maior produção leiteira.

O trabalho de Moura *et al.* (2000), por sua vez, buscou avaliar o impacto dos serviços de extensão rural sobre os níveis de eficiência e produtividade dos fatores do Estado do Ceará. Para tal, os autores

utilizam a técnica de regressão múltipla, com base em informações de 68 pequenos produtores rurais. Enquanto que, para a eficiência produtiva, os resultados encontrados apontaram para um efeito positivo da extensão rural, este efeito foi nulo na análise das elasticidades dos fatores de produção.

Helfand e Levine (2004) analisaram os determinantes da eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários da região Centro Oeste, tendo como base o Censo Agropecuário de 1995/96. Apesar da variável de interesse dos autores ser a área total do estabelecimento, eles incorporam a assistência técnica como um dos fatores que explicam a eficiência das propriedades rurais da região. Por meio da estimação de um modelo Tobit, os autores encontraram um efeito positivo e significativo desta variável.

Magalhães *et al.* (2011) buscaram identificar as fontes de ineficiência técnica e alocativa de estabelecimentos pertencentes ao programa de reforma agrária denominado “Cédula da terra”, o qual compreende cinco Estados do Nordeste brasileiro. Entre as variáveis utilizadas para explicar a ineficiência técnica, gerada pelo modelo de fronteira estocástica de produção, os autores incluíram uma *dummy* que indicava se o estabelecimento recebeu mensalmente assistência técnica no ano de análise. No entanto, os resultados não apontaram para efeito significativo para a política extensionista.

Já Freitas *et al.* (2014) também buscaram identificar o efeito da assistência técnica sobre o desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários brasileiros, combinando os métodos de fronteira estocástica de produção com regressão quantílica e utilizando como base de dados o Censo Agropecuário de 2006. Os resultados encontrados pelos autores mostraram que o efeito positivo do serviço de extensão rural na eficiência dos estabelecimentos foi observado apenas para aqueles pertencentes aos menores quantis de eficiência, enquanto que, para os estabelecimentos mais eficientes, essa variável apresentou efeito negativo.

### **3. Metodologia**

A abordagem utilizada para identificar o efeito da extensão rural sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários é composta por duas etapas principais. Primeiramente, a possibilidade de existência de viés de seleção na adoção da extensão rural, devido a características observáveis pré-tratamento, não permite a comparação direta entre as eficiências dos produtores adotantes com os não adotantes (ou dos adotantes de extensão pública e extensão privada). Deste modo, para encontrar um grupo de controle o mais similar possível ao grupo de adotantes, de forma a eliminar o viés causado por tais características observáveis, foi utilizado o método de balanceamento por Entropia. Após realizado o balanceamento da amostra, a segunda etapa da estratégia adotada consistiu na estimação das fronteiras estocásticas de produção para cada grupo considerado, por meio da abordagem de dois estágios desenvolvida por Heckman (1979). Assim, ao combinar essas duas abordagens, torna-se possível obter escores de eficiência técnica comparáveis entre os grupos analisados e livres de vieses gerados por características observáveis e não observáveis. Abordagem semelhante foi utilizada por Bravo-Ureta e Greene (2012), Duangbootsee e Myers (2014), e outros.

#### **3.1. Balanceamento por Entropia**

Nesta pesquisa, para obter uma amostra “pareada” equilibrada, isto é, uma amostra com unidades de controle mais próximas possíveis das unidades de tratamento (estabelecimentos atendidos pela extensão 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.

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 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.

De modo a demonstrar o procedimento de ponderamento proposto por Hainmuller (2012), considere uma amostra aleatória com  $n_1$  observações pertencentes ao grupo dos tratados e  $n_0$  unidades de controle, os quais foram selecionados uma população total de tamanho  $N = N_1 + N_2$ , em que  $n_1 \leq N_1$  e  $n_0 \leq N_0$ . Seja  $D_i \in \{1,0\}$  uma variável de tratamento binária (acesso à extensão rural, por exemplo), a qual assumirá o valor igual a 1 se a unidade  $i$  for exposta ao tratamento, e 0 se pertencer ao grupo de controle. Considere ainda  $X$  uma matriz que contém as observações de  $J$  variáveis exógenas de pré-tratamento;  $X_{ij}$  corresponde o valor da  $j$ -ésima covariada da unidade  $i$ , tais que,  $X_i = [X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ij}]$  refere-se ao vetor de características observáveis da unidade  $i$  e  $X_j$  refere-se ao vetor coluna com  $j$ -th covariada.

Especificamente, o peso do balanceamento por entropia escolhido para cada unidade de controle,  $w_i$ , é determinado pelo seguinte esquema de reponderação, o qual minimiza a distancia métrica de entropia:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|D=0\}} w_i \log(w_i/q_i) \quad (1)$$

Sujeito as restrições de equilíbrio e normalização,

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i c_{ri}(X_i) = m_r \quad \text{com } r \in 1, \dots, R \quad (2)$$

$$\sum_{\{i|D=0\}} w_i = 1 \quad (3)$$

$$w_i \geq 0 \text{ para todo } i, \text{ tal que } D = 0 \quad (4)$$

em que  $q_i = 1/n_0$  é um peso base e  $c_{ri}(X_i) = m_r$  descreve um conjunto de  $R$  restrições impostas aos momentos das covariadas no grupo de controle reponderados. Inicialmente, escolhe-se a covariada que será incluída na reponderação. Para cada covariada, especifica-se um conjunto de restrições de balanceamento (Equação 1) para equiparar os momentos das distribuições das covariadas entre os grupos de tratamento e controles reponderados. Há três possíveis restrições de momento: a média (primeiro momento), a variância (segundo momento), e a assimetria (terceiro momento). Uma restrição típica do balanceamento é formulada de tal forma que  $m_r$  contenha o momento de uma covariada específica  $X_j$  para o grupo de tratamento e a função de momento para o grupo de controle é especificada como:  $c_{ri}(X_{ij}) = X_{ij}^r$  ou  $c_{ri}(X_{ij}) = (X_{ij} - \mu_j)^r$  com média  $\mu_j$ .

Assim, o balanceamento por entropia procura, para um conjunto de unidades, pesos  $W = [w_1, \dots, w_{n_0}]'$  no qual minimiza a equação (1), distancia de entropia entre  $W$  e o vetor base de pesos  $Q = [q_1, \dots, q_{n_0}]'$ , sujeita as restrições de balanceamento na equação (2), restrição de normalização (Equação 3), e restrição de não-negatividade (Equação 4).

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 pelo serviço da extensão rural), 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.

### 3.2. Modelo de Seleção Amostral

No intuito de verificar a existência do possível viés de seleção amostral na presente pesquisa, decorrente do fato de que os fatores que afetam a eficiência técnica dos estabelecimentos são diferentes daqueles que influenciam a probabilidade de adoção dos serviços de extensão rural, será adotado o procedimento proposto por Heckman (1979). Tal procedimento é composto por dois estágios. No primeiro, estima-se um modelo de escolha binária (equação de seleção) que busca explicar a probabilidade das fazendas serem atendidas pela política de extensão (considerando como variáveis explicativas características que seriam observadas pré-tratamento). No segundo estágio, estima-se a

fronteira estocástica de produção (equação de interesse) para cada grupo considerado incorporando a razão inversa de Mills<sup>8</sup>, obtida na primeira etapa, como uma co-variada em cada sub-amostra. Destaca-se que este procedimento é realizado três vezes no total, para a extensão rural de modo geral, e para cada tipo quanto à origem da extensão, isto é, pública e privada. Para simplificação, é especificado apenas o modelo considerando a extensão rural de forma agregada.

### 3.2.1. Equação de Seleção

A primeira etapa 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 extensão rural. 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  $\alpha$  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:

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

em que *sexo* é uma variável *dummy* que recebe valor 1 se é homem e 0 caso contrário; *área total* representa a área total do estabelecimento agropecuário, em hectares; *idade* representa a idade do dirigente do estabelecimento, sendo incluído 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, sendo dividida em: até 1 ano (exp1), entre 1 e 5 anos, entre 5 e 10 anos, acima de 10 anos (base); *Qualif* é uma variável *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.

### 3.2.2. Fronteira Estocástica de Produção

Depois de realizado o pareamento da amostra utilizada, os níveis de eficiência técnica dos produtores, levando em conta a decisão de adotar ou não a extensão rural, serão estimados por meio do modelo de Fronteira Estocástica de Produção, considerando a correção do viés de seletividade.

A abordagem da Fronteira estocástica<sup>9</sup> tem sido amplamente utilizada na literatura agropecuária com vistas a 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 produto da propriedade agropecuária (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:

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

<sup>8</sup>Variável 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).

<sup>9</sup>De 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.

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  $\beta_i$  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  $\sigma_v^2[v \sim iid \ N(0, \sigma_v)]$  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).

Para aplicação empírica do modelo, deve-se primeiro definir a forma funcional da fronteira estocástica, conforme apontado por Coelli e Battese (1996). Existem várias formas funcionais utilizadas na aplicação da análise produtiva, contudo, como argumentado por Mariano *et al.* (2010), a forma funcional Translog apresenta algumas propriedades favoráveis, como flexibilidade, linearidade nos parâmetros, regularidade e parcimônia. Sendo assim, pretende-se fazer uso da função de produção translog na presente pesquisa<sup>10</sup>.

Assim, incorporando a razão inversa de mills, obtida na etapa anterior, e variáveis *dummies* para os Estados federativos e grupos de área total, a forma translogarítmica, de acordo com Coelli *et al.* (2003), pode ser especificada como:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{k=1}^N \beta_k \ln x_{ki} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^N \sum_{h=1}^N \ln x_{ki} \ln x_{hi} + \rho Mills_i + \sum_{h=1}^{26} UF_h + \sum_{g=1}^4 G_g + v_i - u_i \quad (9)$$

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 efeitos<sup>11</sup>. Destaca-se ainda que a hipótese de viés de seleção foi analisada por meio da significância estatística do parâmetro  $\rho$ .

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:

$$ET_{ij} = \frac{Y_{ij}}{Y_{ij}^*} = \frac{Y_{ij}}{f(X_{ij})} = \frac{\exp(X_{ij}\beta + v_{ij}) \exp(-u_{ij})}{\exp(X_{ij}\beta + v_{ij})} = \exp(-u_{ij}) \quad (10)$$

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 sobre as variáveis utilizadas no presente estudo são provenientes dos microdados do Censo Agropecuário 2006, acessadas diretamente da sede do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Houve a necessidade de recorte e tratamento dos microdados, de modo que a base final elaborada se tornasse adequada para as análises realizadas. Para tanto, foram excluídos os estabelecimentos sem declaração de área (255.019 observações excluídas). Foram excluídos também os

<sup>10</sup> Contudo, assim como Battese e Coelli (1992) e Helfand *et al.* (2015), foram realizados testes de razão de log-verossimilhança (*Log-likelihoodRatio* – *LR*) para identificar qual a melhor especificação da fronteira de produção (Cobb-Douglas *versus* Translog), os quais apontaram para a forma funcional Translog.

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



estabelecimentos localizados na área urbana (192.350 observações excluídas), bem como os dos setores especiais como favelas, quartéis, alojamentos, embarcações, aldeias indígenas, asilos, etc (117.530 observações excluídas), mantendo-se apenas os do setor. Também foram excluídos 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.

Além disso, a amostra utilizada incluiu apenas os estabelecimentos cuja propriedade era de um produtor individual, não sendo considerados aqueles classificados como condomínio, consórcio ou sociedade de pessoas, cooperativa<sup>12</sup>, 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. 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 fiscais<sup>13</sup>. Salienta-se que todas os procedimentos metodológicos foram realizados utilizando-se o software STATA®.

Quanto às variáveis de tratamento (extensão rural, extensão rural pública e extensão rural privada), estas representam variáveis binárias, representando respostas à seguinte pergunta: “O estabelecimento recebeu orientação técnica?” e “qual a origem da orientação?”. Após realizados os recortes descritos, verificou-se que, na amostra final, 27.7% declararam ter recebido orientação técnica, sendo destes 11.4% de origem pública e 16.3% de origem privada.

Como visto em subseções anteriores, 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 do serviço de extensão rural são aquelas anteriormente descritas na seção 3.2.1.

## 4. Resultados

### 4.1. Análise Descritiva e Balanceamento por Entropia

Antes de apresentar os resultados das estimativas realizadas na pesquisa, apresentam-se as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para o pareamento da amostra, equação de seleção e as especificadas na fronteira de produção. Além de tais informações, a Tabela 1 também mostra o resultado

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

<sup>13</sup> 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).

do balanceamento da amostra pelo método da Entropia<sup>14</sup> (Amostra Balanceada), sendo esta a primeira etapa da estratégia empírica adotada na presente pesquisa.

---

<sup>14</sup> Os resultados completos do balanceamento por entropia para os três casos analisados e para os três momentos em cada caso (média, variância e simetria) foram omitidos devido ao limite de páginas, porém serão disponibilizados caso solicitado.

**Tabela 1 – Média das variáveis utilizadas na equação de seleção e na Fronteira Estocástica de Produção**

Variáveis	Amostra Não Balanceada				Amostra Balanceada					
	Sem ER (Controle)	ER	ER Pública	ER Privada	Sem ER (Controle)	ER	Controle	ER Pública	Controle	ER Privada
<i>Sexo</i>	0.863	0.933***	0.921***	0.940***	0.933	0.933 <sup>ns</sup>	0.921	0.922 <sup>ns</sup>	0.940	0.940 <sup>ns</sup>
<i>Área Total</i>	44.56	128.5***	66.00***	172.5***	128.5	128.500 <sup>ns</sup>	65.99	66.000 <sup>ns</sup>	172.4	172.500 <sup>ns</sup>
<i>Idade</i>	50.5	49.56***	50.61***	48.82***	49.56	49.560 <sup>ns</sup>	50.61	50.610 <sup>ns</sup>	48.82	48.820 <sup>ns</sup>
<i>Lê e escreve</i>	0.108	0.0462***	0.0666***	0.0319***	-	-	-	-	-	-
<i>Não lê e escreve</i>	0.295	0.0685***	0.116***	0.0352***	0.069	0.068 <sup>ns</sup>	0.116	0.116 <sup>ns</sup>	0.036	0.035 <sup>ns</sup>
<i>Alfabetizado</i>	0.0577	0.0341***	0.0467***	0.0252***	0.034	0.034 <sup>ns</sup>	0.047	0.047 <sup>ns</sup>	0.025	0.025 <sup>ns</sup>
<i>Fund. Incompleto</i>	0.404	0.506***	0.526***	0.491***	0.506	0.506 <sup>ns</sup>	0.526	0.526 <sup>ns</sup>	0.491	0.491 <sup>ns</sup>
<i>Fund. Completo</i>	0.072	0.121***	0.113***	0.127***	0.121	0.121 <sup>ns</sup>	0.113	0.113 <sup>ns</sup>	0.127	0.127 <sup>ns</sup>
<i>Técnico Agrícola</i>	0	0.0607 <sup>ns</sup>	0.0178***	0.0909***	0	0	0.018	0.018 <sup>ns</sup>	0.091	0.091 <sup>ns</sup>
<i>Médio Completo</i>	0.0482	0.0966***	0.0803***	0.108***	0.097	0.097 <sup>ns</sup>	0.080	0.080 <sup>ns</sup>	0.108	0.108 <sup>ns</sup>
<i>Ensino Superior</i>	0.0155	0.0669***	0.0339***	0.0900***	0.067	0.067 <sup>ns</sup>	0.034	0.034 <sup>ns</sup>	0.090	0.090 <sup>ns</sup>
<i>exp1</i>	0.0281	0.0190***	0.0168***	0.0205***	0.019	0.019 <sup>ns</sup>	0.017	0.017 <sup>ns</sup>	0.021	0.021 <sup>ns</sup>
<i>exp2</i>	0.169	0.152***	0.140***	0.161***	0.153	0.153 <sup>ns</sup>	0.140	0.140 <sup>ns</sup>	0.161	0.161 <sup>ns</sup>
<i>exp3</i>	0.168	0.173***	0.172***	0.174***	0.173	0.173 <sup>ns</sup>	0.172	0.172 <sup>ns</sup>	0.174	0.174 <sup>ns</sup>
<i>exp4</i>	0.635	0.656***	0.671***	0.645***	-	-	-	-	-	-
<i>Qualif</i>	0.0236	0.0964***	0.0621***	0.121***	0.096	0.096 <sup>ns</sup>	0.062	0.062 <sup>ns</sup>	0.121	0.121 <sup>ns</sup>
<i>Familiar</i>	0.876	0.745***	0.821***	0.692***	0.745	0.745 <sup>ns</sup>	0.821	0.821 <sup>ns</sup>	0.692	0.692 <sup>ns</sup>
<i>Urbano</i>	0.118	0.194***	0.136***	0.234***	0.194	0.194 <sup>ns</sup>	0.136	0.136 <sup>ns</sup>	0.234	0.235 <sup>ns</sup>
<i>Proprietário</i>	0.824	0.894***	0.905***	0.887***	0.894	0.894 <sup>ns</sup>	0.905	0.905 <sup>ns</sup>	0.887	0.887 <sup>ns</sup>
<i>Arrendatário</i>	0.0451	0.0530***	0.0354***	0.0653***	0.053	0.053 <sup>ns</sup>	0.035	0.035 <sup>ns</sup>	0.065	0.065 <sup>ns</sup>
<i>Parceiro</i>	0.0316	0.0172***	0.0173***	0.0170***	0.017	0.017 <sup>ns</sup>	0.017	0.017 <sup>ns</sup>	0.017	0.017 <sup>ns</sup>
<i>Ocupante</i>	0.0997	0.0355***	0.0424***	0.0307***	-	-	-	-	-	-
<i>VBP</i>	12009	77292	35761	106488	-	-	-	-	-	-
<i>Trabalho</i>	2.559	3.272	2.953	3.497	-	-	-	-	-	-
<i>Área</i>	28.53	91.81	45.71	124.2	-	-	-	-	-	-
<i>Capital</i>	101960	524921	236827	727447	-	-	-	-	-	-
<i>Insumos</i>	1995	31938	9117	47981	-	-	-	-	-	-
<b>Nº Obs.</b>	<b>3,336,328</b>	<b>923,228</b>	<b>381,104</b>	<b>542,124</b>	<b>3,336,328</b>	<b>923,228</b>		<b>381,104</b>		<b>542,124</b>

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

Nota: ER = Extensão Rural; \*\*\* Médias são estatisticamente diferentes do grupo de controle (sem extensão) a 1%; ns - Médias são estatisticamente iguais do grupo de controle a 1%.

A Tabela 1 mostra que, na média, os estabelecimentos atendidos pela extensão rural apresentam maior área (tanto área total quanto área utilizada com lavouras e pecuária) e têm maior proporção de dirigentes com níveis de escolaridade mais elevados quando comparados com os estabelecimentos não atendidos pela política. O valor bruto da produção gerado em 2006, pelas propriedades assistidas pelo serviço extensionista foi, em média, R\$ 77,3 mil, enquanto que a renda média das demais esteve em torno de R\$ 12,0 mil. Os gastos com insumos (adubos, agrotóxicos, energia elétrica, transporte, entre outros) também são significativamente maiores para propriedades atendidas pela extensão rural. Em relação à idade, experiência e condição de produtor em relação à terra, não há grandes diferenças médias entre os estabelecimentos de cada grupo analisado.

Quanto à origem da extensão, ainda de acordo com a Tabela 1, verifica-se que os estabelecimentos que recebem assistência via setor privado estão relacionados à maior área, maiores níveis educacionais e têm maior percentual de mão de obra qualificada em sua fazenda. Além disso, o nível de renda gerado por estes produtores é, em média, três vezes superior ao gerado pelas propriedades atendidas pela extensão rural pública, assim como o valor da terra, prédios e outras instalações, utilizados nesta pesquisa como *proxy* para o fator capital.

As colunas referentes à “Amostra balanceada” apresentam o resultado do balanceamento para o primeiro momento da amostra, isto é, para a média das co-variadas. Nota-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, observa-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 do serviço de extensão rural.

#### 4.2. Seleção Amostral

Como demonstrado na seção 3.2, a estimação do modelo de seleção (*Probit*) é a primeira etapa para a eliminação do possível viés de seletividade amostral na decisão de adotar os serviços de extensão rural no meio rural brasileiro (Tabela 2).

**Tabela 2 – Estimação da equação de seleção (*Probit*) para participação nos serviços de extensão rural, após o balanceamento da amostra.**

Variáveis	Extensão Rural (1)	Extensão Rural Pública (2)	Extensão Rural Privada (3)
<i>Sexo</i>	0.393*** (0.00258)	0.237*** (0.00302)	0.389*** (0.00322)
<i>Area total</i>	7.68e-05*** (1.64e-06)	-3.96e-05*** (2.53e-06)	9.24e-05*** (1.59e-06)
<i>Idade</i>	0.0340*** (0.000324)	0.0268*** (0.000388)	0.0257*** (0.000384)
<i>Idade2</i>	-0.000302*** (3.08e-06)	-0.000229*** (3.67e-06)	-0.000239*** (3.68e-06)
<i>Sabe ler e escrever</i>	-1.115*** (0.00497)	-0.327*** (0.00621)	-1.231*** (0.00557)
<i>Não lê e escreve</i>	-1.386*** (0.00468)	-0.507*** (0.00587)	-1.574*** (0.00527)
<i>Alfabetizado</i>	-0.946*** (0.00535)	-0.206*** (0.00663)	-1.063*** (0.00604)
<i>Fund. Incompleto</i>	-0.515*** (0.00426)	-0.00855 (0.00546)	-0.570*** (0.00438)
<i>Fund. Completo</i>	-0.334***	0.0842***	-0.401***

	(0.00463)	(0.00589)	(0.00480)
<i>Técnico Agrícola</i>	-	0.0700***	1.579***
	-	(0.00853)	(0.00799)
<i>Médio Completo</i>	-0.259***	0.108***	-0.325***
	(0.00473)	(0.00603)	(0.00489)
<i>Exp1</i>	-0.344***	-0.213***	-0.305***
	(0.00513)	(0.00636)	(0.00593)
<i>Exp2</i>	-0.162***	-0.0808***	-0.157***
	(0.00223)	(0.00268)	(0.00258)
<i>Exp3</i>	-0.0919***	-0.0128***	-0.121***
	(0.00209)	(0.00248)	(0.00244)
<i>Qualif.</i>	0.484***	0.157***	0.445***
	(0.00346)	(0.00410)	(0.00357)
<i>Familiar</i>	-0.274***	-0.0323***	-0.336***
	(0.00201)	(0.00251)	(0.00221)
<i>Urbano</i>	-0.0575***	-0.138***	0.0264***
	(0.00224)	(0.00275)	(0.00247)
<i>Arrendatário</i>	0.137***	-0.135***	0.282***
	(0.00348)	(0.00455)	(0.00383)
<i>Parceiro</i>	-0.178***	-0.194***	-0.0998***
	(0.00500)	(0.00614)	(0.00598)
<i>Ocupante</i>	-0.418***	-0.298***	-0.391***
	(0.00330)	(0.00389)	(0.00417)
<i>Constante</i>	-1.086***	-2.069***	-1.159***
	(0.00972)	(0.0119)	(0.0112)
<i>Log de</i>			
<i>verossimilhança</i>	-1.894e+06	-1.238e+06	-1.330e+06
<i>chi2</i>	492307***	90057***	587009***

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

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

De acordo com os resultados expostos na Tabela 2, verifica-se que a hipótese nula de insignificância conjunta das variáveis ( $chi^2$ ) foi rejeita a 1% em todos os modelos considerados. No que tange os determinantes da adoção do serviço de extensão no estabelecimento (modelo (1)), verificou-se que o aumento da área total do estabelecimento aumenta a probabilidade da propriedade receber serviços de extensão rural, confirmando a hipótese de que a participação na extensão rural ainda é proporcionalmente maior entre os grandes estabelecimentos.

Quanto às características do dirigente do estabelecimento, observou-se que o fato do indivíduo ser do sexo masculino está associado a uma maior probabilidade de receber o serviço de extensão. O resultado encontrado para a idade indicou um efeito não linear desta variável na probabilidade do produtor participar de serviços de extensão, isto é, tal probabilidade aumentaria com a idade até certo ponto de máximo, a partir do qual o efeito seria adverso. Os coeficientes estimados para as variáveis representativas da experiência confirmam este resultado, mostrando que produtores com mais de 10 anos da direção da propriedade (categoria base) estão associados a maior probabilidade de serem atendidos pela política se comparados aos demais.

Em relação ao capital humano, todas as categorias consideradas apresentam menor probabilidade de participação nos serviços de extensão se comparado com a categoria base, isto é, produtores com ensino superior completo. Lapple e Hennessy (2014) também identificaram importante impacto da

educação na adoção de tais serviços, ao analisar os determinantes da participação de propriedades leiteiras em programas de extensão nos EUA. Como argumentado pelos autores, esse resultado demonstra a importância de investimentos em educação no meio rural, vistos que estes podem facilitar o acesso à extensão rural, seja devido à motivação inerente do agricultor em obter informações e conhecimentos externos sobre a atividade, ou pelo fato de que os próprios serviços de extensão são promovidos pela educação agrícola.

Quanto às demais variáveis consideradas, o fato do estabelecimento ser classificado como agricultura familiar e o fato do dirigente residir em local urbano reduzem a probabilidade da participação na extensão rural. Resultado similar foi encontrado por Genius *et al.* (2006). Além disso, como esperado, a presença de mão de obra qualificada no estabelecimento aumenta as chances deste ser atendido pelo serviço extensionista. Já em relação à condição do produtor em relação à terra, verificou-se que os produtores arrendatários apresentaram maior probabilidade participação em tais serviços.

Considerando os modelos estimados para a extensão rural de origem pública e privada separadamente (modelos (2) e (3)), os resultados da Tabela 2 mostram que os efeitos das variáveis *sexo*, *idade*, *qualif* e as variáveis de experiência não diferem de forma significativa daqueles estimados para o modelo referente à extensão rural como um todo. Quanto às variáveis referentes ao nível educacional, nota-se que o fato do dirigente do estabelecimento ter a formação de técnico agrícola contribui para a elevação da probabilidade de ser atendido pelo serviço de extensão, principalmente no que tange o serviço privado.

É interessante notar o resultado para a variável *urbano*, sendo o coeficiente estimado positivo para a extensão rural privada e negativo para a extensão pública. Este resultado pode estar relacionado ao fato de que parte significativa dos serviços privados de extensão é realizada por empresas fornecedoras de insumos e/ou empresas de processamento e distribuição de alimentos, sendo frutos de acordos estabelecidos por contratos entre as partes, como argumentado por Swinnen e Maertens (2007). Assim, o contato com tais empresas pode ser facilitado pelo fato do dirigente residir em local urbano. Quanto à extensão pública, o foco principal está nas pequenas propriedades, geralmente conduzida e residida pela própria família. Apesar de ter apresentado um efeito baixo, o resultado para a *área total* também sugere que, como esperado, pequenas fazendas tem maior probabilidade de serem atendidas pela extensão pública, enquanto que grandes fazendas têm maiores chances de receber o apoio do serviço privado.

### 4.3. Fronteira Estocástica de Produção

Para segundo estágio da abordagem de Heckman, foi estimada da função fronteira estocástica de produção para a amostra total e para cada grupo de fazendas de acordo com o *status* de extensão rural considerado. Assim como demonstrado na seção 3.2, além dos fatores de produção, acrescentou-se na função de produção a razão inversa de *Mills*, calculada na etapa anterior, no intuito de levar em conta o viés de seleção causado por fatores não observáveis. Ressalta-se novamente que a forma funcional utilizada foi a Translog, sendo os parâmetros obtidos pelo método de Máxima Verossimilhança. Sendo assim, os coeficientes estimados pela fronteira não representam as elasticidades dos fatores de produção, sendo estas calculadas posteriormente. Além disso, para permitir melhor visualização, os coeficientes dos efeitos fixos para Unidades Federativas e grupos de área foram omitidos. Os resultados encontram-se na Tabela 3.

Com intuito de obter coeficientes mais precisos, o modelo foi estimado utilizando o método *bootstrap* para obtenção de erros-padrão robustos, solucionando também possível viés causado pela heterocedasticidade. Além disso, o resultado da estatística de Wald indica um bom ajustamento do modelo, rejeitando-se a 1% a hipótese nula de insignificância conjunta das variáveis para os cinco modelos estimados (Tabela 3).

**Tabela 3 – Estimação da Fronteira Estocástica de Produção para a amostra total e para os diferentes grupos de tratamento considerados.**

<b>Ly(VBP)</b>	<b>Amostra total (Pooled) (1)</b>	<b>Extensão Rural (2)</b>	<b>Sem Extensão rural (3)</b>	<b>Extensão rural Pública (4)</b>	<b>Extensão Rural Privada (5)</b>
----------------	---------------------------------------	-------------------------------	-----------------------------------	---------------------------------------	---

<i>lx1 (Área)</i>	0.454*** (0.0029)	0.437*** (0.0076)	0.423*** (0.0033)	0.332*** (0.0108)	0.486*** (0.0103)
<i>lx2 (Trabalho)</i>	0.204*** (0.0078)	0.294*** (0.0175)	0.193*** (0.0095)	0.223*** (0.0268)	0.516*** (0.0238)
<i>lx3 (Insumos)</i>	-0.116*** (0.0019)	0.0859*** (0.0056)	-0.0953*** (0.0024)	-0.0547*** (0.0082)	0.161*** (0.0077)
<i>lx4 (Capital)</i>	-0.288*** (0.0029)	-0.233*** (0.0069)	-0.262*** (0.0036)	-0.221*** (0.0095)	-0.233*** (0.0098)
<i>lx12</i>	-0.0031*** (0.0005)	0.0491*** (0.0013)	-0.0006 <sup>NS</sup> (0.0006)	0.00112 (0.0020)	0.0768*** (0.0017)
<i>lx22</i>	-0.0065** (0.0032)	0.103*** (0.0048)	0.0008 <sup>NS</sup> (0.0038)	0.0719*** (0.0091)	0.149*** (0.0056)
<i>lx32</i>	0.0978*** (0.0003)	0.0973*** (0.0005)	0.102*** (0.0003)	0.103*** (0.0008)	0.0916*** (0.0007)
<i>lx42</i>	0.0349*** (0.0004)	0.0508*** (0.0008)	0.0317*** (0.0004)	0.0363*** (0.0012)	0.0576*** (0.0011)
<i>lx1x2</i>	-0.0243*** (0.0010)	-0.0281*** (0.0019)	-0.0234*** (0.0011)	-0.0105*** (0.0032)	-0.0343*** (0.0023)
<i>lx1x3</i>	-0.0174*** (0.0003)	-0.0275*** (0.0007)	-0.0209*** (0.0003)	-0.0195*** (0.0010)	-0.0284*** (0.0009)
<i>lx1x4</i>	-0.0097*** (0.0003)	-0.0196*** (0.0008)	-0.0046*** (0.0004)	-0.0043*** (0.0011)	-0.0296*** (0.0010)
<i>lx2x3</i>	-0.0608*** (0.0006)	-0.0492*** (0.0015)	-0.0694*** (0.0007)	-0.0504*** (0.0022)	-0.0619*** (0.0019)
<i>lx2x4</i>	0.0514*** (0.0009)	0.0303*** (0.0020)	0.0567*** (0.0011)	0.0321*** (0.0030)	0.0224*** (0.0025)
<i>lx3x4</i>	0.0031*** (0.0002)	-0.0209*** (0.0007)	-0.00125*** (0.0003)	-0.0092*** (0.00095)	-0.0251*** (0.0008)
<i>Mills</i>	-	-0.0151*** (0.0020)	-0.0446*** (0.0011)	-	-
<i>Millsgov</i>	-	-	-	-0.0119*** (0.0046)	-
<i>Millspriv</i>	-	-	-	-	-0.0120*** (0.0033)
<i>Constante</i>	7.897*** (0.0186)	7.314*** (0.0434)	8.039*** (0.0214)	7.790*** (0.0632)	6.945*** (0.0637)
<i>Usigma</i>	1.571*** (0.00128)	1.101*** (0.00278)	1.822*** (0.0014)	1.165*** (0.0043)	1.194*** (0.0034)
<i>Vsigma</i>	0.0814*** (0.00134)	-0.385*** (0.00274)	0.0458*** (0.0016)	-0.224*** (0.0042)	-0.497*** (0.0036)
<i>Lambda</i>	19.299	2.859	39.782	5.201	2.402
<i>Wald-Test</i>	3.016e+06	738658	1.783e+06	229269	476631
<i>Prob&gt;chi2</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Observations</i>	4,259,963	867,145	3,336,328	381,104	542,124

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.

Ainda de acordo com a Tabela 3, verifica-se que a hipótese de viés de seletividade amostral na adoção do serviço de extensão rural foi estatisticamente confirmada pela significância do coeficiente estimado para a razão inversa de mills, tanto para o modelo geral quanto para a extensão pública e privada separadamente. Este resultado sugere que de fato há fatores não observáveis que influenciam a decisão do

produtor em adotar o serviço de extensão rural em sua fazenda. Além disso, o coeficiente negativo encontrado para os três modelos ainda sugerem tais fatores estão associados à seleção dos produtores em menores níveis de valor bruto da produção.

Outra informação relevante apresentada na Tabela 3 refere-se ao resultado do 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*) ( $\lambda = (\sigma_{\mu} / \sigma_v)$ ), a qual permite testar a existência significativa da ineficiência técnica. Os valores encontrados acima da unidade em todas as funções estimadas (19.299, 2.859, 39.782, 5.201 e 2.402) 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.

Após estimadas as fronteiras, estimou-se as elasticidades dos fatores de produção (área, trabalho, insumos e capital) para verificar seus efeitos sobre a formação do valor bruto da produção, para todos os grupos considerados (Tabela 4). Além disso, esses resultados permitem identificar se há diferenças na alocação dos fatores de produção entre os grupos considerados. Ressalta-se ainda que a soma das elasticidades encontradas próximas à unidade em todos os modelos, indicando que a tecnologia utilizada nas cinco situações aproxima-se de retornos constantes à escala. Este resultado sugere que um aumento na utilização dos fatores produtivos levaria a um crescimento proporcional no valor bruto da produção. Resultado semelhante foi encontrado por Alves *et al.* (2012), os quais também utilizaram os microdados do censo agropecuário de 2006 para estimar uma função de produção para a agropecuária brasileira. Os resultados das elasticidades são expostos na Tabela 4.

**Tabela 4 – Elasticidades dos fatores de produção para amostra total e para os diferentes grupos de tratamento considerados.**

	Área	Trabalho	Insumos Comprados	Capital	Soma
<i>Amostra Total (Pooled)</i>	0.2316 (0.0018)	0.3183 (0.0035)	0.4372 (0.0013)	0.1023 (0.0016)	1.0894
<i>Extensão Rural</i>	0.1469 (0.0036)	0.3421 (0.0066)	0.3700 (0.0024)	0.1436 (0.0030)	1.0025
<i>Sem Extensão Rural</i>	0.2367 (0.0017)	0.3171 (0.0038)	0.4313 (0.0013)	0.0843 (0.0015)	1.0694
<i>Extensão Rural Pública</i>	0.1696 (0.0053)	0.2900 (0.0105)	0.3994 (0.0038)	0.1071 (0.0044)	0.9662
<i>Extensão Rural Privada</i>	0.1353 (0.0047)	0.4369 (0.0086)	0.3675 (0.0031)	0.1634 (0.0040)	1.1030

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

Nota: Todas as elasticidades foram estatisticamente significativas a 1%. Erro padrão entre parênteses.

Em relação ao modelo estimado para a agropecuária brasileira como um todo (*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, indicando que o aumento de 10% na quantidade utilizada desses fatores estaria associado a um aumento do VBP em 4.4% e 3.2%, 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 o Brasil rural<sup>15</sup>. Já capital foi a variável de menor elasticidade no modelo referente a amostra total (0.10).

Quanto às elasticidades de interesse, isto é, referentes aos modelos das fazendas atendidas pelo serviço de extensão rural e daquelas que não recebem, verificaram-se diferenças significativas na contribuição de cada fator de produção para a formação do valor da produção agropecuário. Para ambos os grupos, os insumos comprados ainda 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

<sup>15</sup> 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.



aumento de 3.7% do valor da produção dos estabelecimentos atendidos pela extensão rural e 4.3% para os demais. Para o primeiro grupo, verifica-se ainda uma maior contribuição do capital e do trabalho se comparado às fazendas não atendidas pela política. Este resultado era esperado, uma vez que um das principais finalidades da extensão rural é facilitar o acesso e difusão de novas tecnologias e conhecimentos, o que contribui para maiores investimentos e conseqüente incremento do capital na geração da renda agropecuária. Quanto ao fator terra, a elasticidade estimada indica que a contribuição da expansão da área para o crescimento do VBP é maior para os estabelecimentos sem extensão rural. Tais propriedades, em sua maioria pequenos agricultores, por vezes têm a expansão da área produtiva como alternativa mais viável para o incremento da produção, seja por falta de conhecimento sobre técnicas e práticas mais produtivas, ou por entraves relacionados aos recursos financeiros limitados, inviabilizando a implementação de novas tecnologias.

Foram estimadas também as elasticidades de acordo com a origem da extensão, isto é, se ela foi realizada por instituição pública ou privada. As elasticidades referentes aos fatores insumos comprados e trabalho foram as maiores para os dois grupos de extensão rural. Para a extensão pública, um aumento de 10% nas unidades de trabalho e nas despesas com insumos elevaria o VBP em 2.9% e 3.9%, enquanto que para a extensão privada o aumento seria na ordem de 4.4% e 3.7%, respectivamente. Em relação aos demais fatores, verificou-se que a contribuição da área para a formação do VBP é maior para os estabelecimentos que recebem extensão rural pública. Já a elasticidade do capital foi cerca de 6 pontos percentuais maior para os produtores atendidos pela extensão rural privada. Este resultado não é surpreendente, visto que propriedades que acessam a extensão rural via setor privado geralmente têm maiores recursos financeiros disponíveis, permitindo maiores investimento em bens de capital e facilitando, assim, a ação extensionista no que tange à transferência de novas tecnologias para a atividade produtiva desses estabelecimentos.

#### 4.4. 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.. Os resultados das médias e desvio-padrão dos escores estimados são apresentados na Tabela 5.<sup>16</sup>

**Tabela 5 – Média e desvio-padrão dos escores de eficiência técnica para cada grupo considerado em relação à extensão rural.**

<b>Amostra Balanceada</b>	<b>Nº OBS</b>	<b>Média</b>	<b>Desvio-Padrão</b>
<i>Extensão Rural</i>	923228	0.3209	0.2245
<i>Sem Extensão Rural</i>	3336328	0.3137	0.1998
<b>Tipo de Extensão</b>			
<i>Extensão Rural Pública</i>	381104	0.3285	0.2178
<i>Extensão Rural Privada</i>	542124	0.3077	0.2274

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

De acordo com a Tabela 5, observou-se que a eficiência técnica média dos estabelecimentos que foram atendidos pela extensão rural foi de 32.1%, enquanto que para aqueles não atendidos pelo serviço foi de 31.4%, indicando que, como esperado, os estabelecimentos assistidos pela atividade extensionista são tecnicamente mais eficientes que os demais. No entanto, é possível ainda elevar consideravelmente o desempenho produtivo de ambos os grupos de estabelecimentos sem alterar a quantidade utilizada dos fatores produtivos. O valor do desvio-padrão estimado para ambos os grupos (0.22 e 0.19, respectivamente), evidenciam grande dispersão dos dados em relação à média, refletindo uma amostra bastante heterogênea do ponto de vista da eficiência técnica.

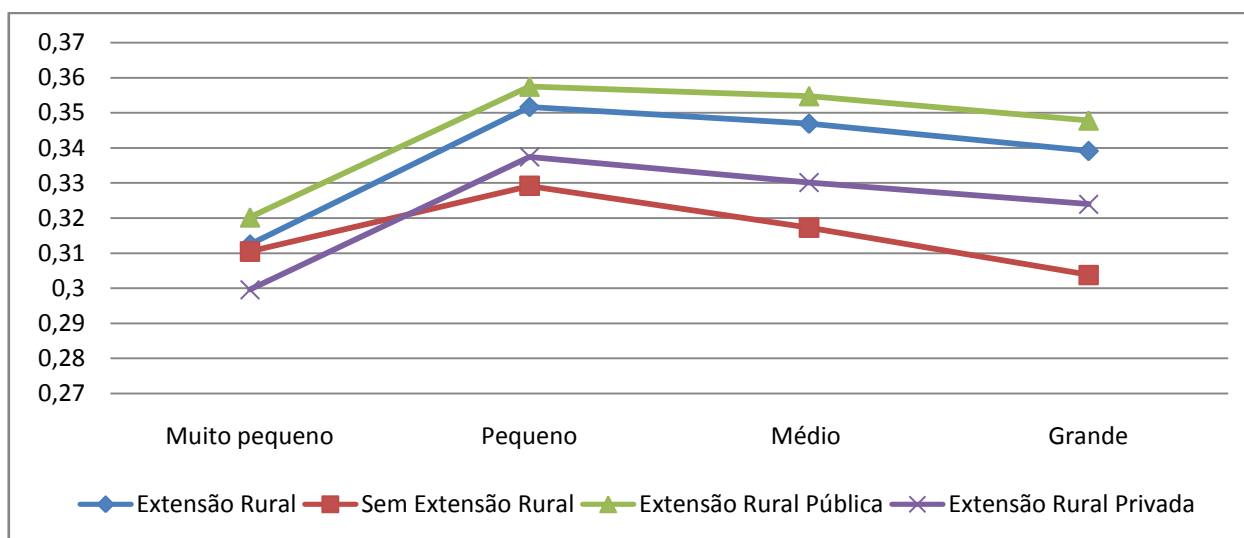
<sup>16</sup> Ressalta-se que, entre as regras para o uso da sala de sigilo no IBGE, não é permitido extrair quaisquer valores de máximos e mínimos, de modo a impedir que algum produtor possa ser identificado por meio de tais informações.

Quanto ao tipo de extensão, os resultados apontam para maior eficiência dos estabelecimentos que adotam a extensão rural proveniente do governo, sendo esta cerca de 2 p.p. superior ao escore médio obtido para a extensão rural privada. Esse resultado pode ser explicado pelo fato dos estabelecimentos relacionados à extensão pública, como evidenciado na Tabela 1, estarem associados a quantidades relativamente baixas dos fatores produtivos (terra, trabalho, insumos e capital). Sendo assim, o papel dos técnicos estão mais relacionados a transferência de conhecimento, práticas agrícolas alternativas e desenvolvimento da capacidade de gerenciamento dos agricultores no intuito de utilizar os recursos escassos de forma mais eficiente, visto que a aquisição de grandes quantidades dos mesmos, bem com a adoção de tecnologias mais avançadas é limitada decorrente da restrição orçamentária e de crédito que parcela significativa dessas fazendas se deparam, como argumentado por Peixoto (2014).

A baixa média da eficiência técnica estimada para os grupos analisados pode ser atribuída em parte à utilização dos dados a níveis de fazenda. Alves *et al.* (2012), por exemplo, também utilizando os microdados do Censo Agropecuário de 2006, identificaram que cerca de 66% dos estabelecimentos (de um total de 4,4 milhões considerados na pesquisa) contribuíam com pouco mais de 3% do valor bruto da produção total do Brasil rural e, destes, cerca de 64% não conseguiram nem remunerar os fatores de produção. Provavelmente, tais estabelecimentos estão entre os localizados na calda inferior da distribuição dos escores de eficiência técnica, reduzindo a eficiência média da agropecuária brasileira. Como tais estabelecimentos são dispersos geograficamente, pesquisas baseadas em dados agregados a níveis de município ou estados federativos geralmente encontram escores de eficiência técnica mais elevados, como nas pesquisas de Moura *et al.* (2000), Magalhães *et al.* (2011), Almeida (2012), e outros.

A Figura 1 apresenta as médias dos escores de eficiência técnica para cada grupo de área considerado nesta pesquisa. É interessante notar que, para todos os grupos considerados, os estabelecimentos classificados como “pequenos” são aqueles com maior escore de eficiência técnica, ou seja, aqueles que transformam 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).

Ao considerar os diferentes grupos de tamanho de estabelecimento, verifica-se ainda que o incremento na eficiência técnica, proporcionado pela extensão rural é maior para os estabelecimentos médios e grandes. Para o grupo dos maiores estabelecimentos, por exemplo, a eficiência técnica estimada é aproximadamente 4 pontos percentuais superior à das propriedades não atendidas (Figura 1).



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

**Figura 1 – Médias dos escores de eficiência técnica por tamanho do estabelecimento.**

Outro resultado interessante apresentado na Figura 1 refere-se ao comportamento da eficiência técnica dos estabelecimentos que utilizam a extensão rural privada. Apesar os resultados para a média

apontarem a eficiência técnica oriunda do serviço privado como a menor, isto ocorre apenas para o grupo de produtores classificados como “muito pequenos”, à medida que consideramos maiores propriedades, os escores de eficiência de todos os grupos que recebem extensão são superiores ao grupo de estabelecimentos não atendidos pelo serviço.

De modo geral os resultados mostram que a extensão rural de fato contribuiu para que os estabelecimentos adotantes utilizassem os fatores produtivos mais eficientemente, resultando em escores de eficiência técnica mais elevados. Além disso, ao comparar os resultados de acordo com a origem da extensão rural, observou-se que a extensão rural pública se mostrou mais tecnicamente mais eficiente que a privada, isto é, consegue converter os fatores produtivos escassos em produtos a taxas relativamente mais elevadas.

## 5. Considerações finais

O objetivo da presente pesquisa foi identificar qual o efeito da extensão rural sobre o desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários brasileiros, sendo utilizada como medida de desempenho a eficiência técnica das propriedades. 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, verificou-se que o maior grau de escolaridade do dirigente, presença de mão de obra qualificada na propriedade, a condição de proprietário foram fatores que contribuíram para o aumento da probabilidade de adoção do serviço de extensão rural. Quanto à extensão rural pública e privada, destaca-se ainda a importância do dirigente ter a formação de técnico agrícola na adoção de tais serviços. Quanto à alocação dos fatores produtivos, verificados pelas elasticidades estimadas, observou-se que estabelecimentos sem extensão rural utilizam mais intensivamente o fator terra, quando comparado aos demais grupos. Já para as propriedades atendidas pelo serviço extensionista, verificou-se um aumento significativo na contribuição do fator capital, principalmente para a extensão de origem privada.

Em relação à eficiência técnica estimada, os resultados mostram que a extensão rural contribui, de fato, para aumento da eficiência na utilização dos fatores produtivos, sendo os produtores adotantes cerca mais eficientes que os não adotantes. Além disso, ao considerar as diferenças de acordo com o tamanho do estabelecimento, observou-se um efeito ainda maior, cerca de 4p.p., quando consideramos grandes estabelecimentos, demonstrando um significativo efeito da extensão rural para esse grupo de produtores. Ademais, considerando a extensão rural desagregada de acordo com sua origem, os resultados indicaram que a extensão pública foi mais efetiva no aumento da eficiência técnica dos estabelecimentos rurais brasileiros.

Por fim, os resultados encontrados sugerem um bom desempenho dos serviços extensionistas no Brasil rural, sugerindo que maiores investimentos na política pública de extensão rural poderia resultar em maior desenvolvimento no meio rural como um todo. No entanto, nota-se que, apesar dos pequenos produtores serem o foco principal do serviço extensionista, os grandes estabelecimentos são os mais beneficiados com a extensão, mesmo considerando apenas o serviço público. Este resultado sugere que para que a extensão rural seja mais bem sucedida entre os pequenos produtores, é necessário a ação conjunta de outros mecanismos governamentais como, por exemplo, maior acesso à política de crédito rural, podendo facilitar o acesso de tais produtores a novos conhecimentos oriundos da pesquisa e a novas tecnologias produtivas, grande parte dessas já utilizadas pelos grandes estabelecimentos.

## 6. Referencias

- 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.
- ALMEIDA, P. N. A. **Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária brasileira em 2006**. Piracicaba, SP: Esalq, 2012. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, São Paulo.
- ALVES, E.; SOUZA, G. S.; ROCHA, D. P. Lucratividade da Agricultura. **Revista de Política Agrícola**, n.2, p. 45-63, 2012.

- 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.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. Frontier productions functions, technical efficiency, and panel data: with application do paddy farmers in India. **Journal of Productivity Analysis**, v. 3, n. 1-2, p. 153-169, 1992.
- 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.
- CHAMBERS, R.G. **Applied production analysis: a dual approach**. Cambridge: Cambridge University Press, 1988. 331p.
- 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.
- COELLI, T.; ESTACHE, A.; PERELMAN, S.; TRUJILLO, L. A. **A primer on efficiency measurement for utilities and transport regulators**. The World Bank, Washington, DC, 2003.
- 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.
- FERREIRA, M. O.; RAMOS, L. M.; ROSA, A. L. T. Crescimento da Agropecuária Cearense: Comparação entre as Produtividades Parciais e Total. **Revista de Economia Rural**, Rio de Janeiro, v. 44, n. 3, p. 503-524, 2006.
- 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.
- GAUTAM, M. **Agricultural Extension: The Kenya Experience: An Impact Evaluation**. Washington, D.C.: World Bank, Operations Evaluation Department, 2000.
- GENIUS, M. G.; PANTZIOS, C. J.; TZOUVELEKAS, V. Information Acquisition and Adoption of Organic Farming Practices. **Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 31, n.1 p. 93-113, 2006.
- GONÇALVES, R. M. L., VIEIRA, W. C.; LIMA, J. E.; GOMES, S. T. Analysis of technical efficiency of milk-production farms in Minas Gerais. **Economia Aplicada**, v.12, n.2, p.321-335, 2008.
- 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.
- 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 fator productivity growth by farm size**. Inter-American Development Bank, IDB Workingpaper 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
- 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.
- LANDINI, F. How to be a good rural extensionist. Reflections and contributions of Argentine practitioners. **Journal of Rural Studies**, v.43, p.193-202, 2016.

- LAPPLE, D.; HENNESSY, T. Exploring the role of incentives in agricultural extension programs, **Applied Economic Perspectives and Policy**, v. 37 n.3 p.403-417.
- 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.
- MARIANO, M. J.; VILLANO, R.; FLEMING, E. Are irrigated farming ecosystems more productive than rainfed farming systems in rice production in the Phillipines? **Agriculture, Ecosystems and Environment**, v. 139, n. 4, p. 603-610, 2010.
- MOURA, A. C. F.; KHAN, A. S.; SILVA, L. M. R. Extensão rural, produção agrícola e benefícios sociais no Estado do Ceará. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 31, n. 2, p. 212-234, 2000.
- 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.
- PLATA, L. E. A.; FERNANDES, R. L. **A nova assistência técnica e extensão rural brasileira**. In: VI Workshop de Pós-Graduação e Pesquisa do Centro Paula Souza. Unidade de Ensino de Pós-Graduação, Extensão e Pesquisa, 2011.
- 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.
- RODRIGUES, C.M. Conceito de seletividade de políticas públicas e sua aplicação no contexto da política de extensão rural no Brasil. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, Brasília, n.1, v.14, p.113-154, 1997.
- SWINNEN, J. F.; MAERTENS, M. Globalization, Privatization, and Vertical Coordination in Food Value Chains in Developing and Transition Countries. **Agricultural Economics**, v.2, n.37, pp 89-102, 2007.
- TEIXEIRA, E. C. ; MIRANDA, M. H. ; FREITAS, C. O. . **Políticas governamentais aplicadas ao agronegócio**. 1. ed. Viçosa, MG: Editora UFV, v. 1., 199p, 2014.
- VAN DER BAN, A. W. Agricultural development: Opportunities and threats for farmers and implications for extension organizations. **Journal of Agricultural Education and Extension**, v.6, n.3, p.145-156, 1999.