

EFEITOS DA PLURIATIVIDADE DOS ESTABELECIMENTOS RURAIS BRASILEIROS SOBRE A EFICIÊNCIA TÉCNICA

Juliana de Sales Silva¹
Carlos Otávio de Freitas²
Lorena Vieira Costa Lelis³

Área 11 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente

RESUMO

Este trabalho examina os estabelecimentos rurais brasileiros que executam atividades agrícolas e não agrícolas. A combinação dessas atividades, em uma mesma unidade agrícola, caracteriza e define a pluriatividade. Dessa forma, esta pesquisa tem como objetivo verificar o efeito da pluriatividade sobre a eficiência dos estabelecimentos rurais, em termos técnicos. Para alcançar o objetivo proposto, utilizou-se inicialmente o *Propensity Score Matching* (PSM), para pareamento da amostra em dois grupos, tratados (pluriativos) e não tratados (não pluriativos). Após a identificação desses grupos, foi estimado um modelo Probit, seguido da estimação da fronteira estocástica de produção para obter os escores de eficiência técnica. Os dados utilizados referem-se a uma tabulação especial a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2006. Entre os resultados encontrados, verificou-se que os estabelecimentos que realizam atividades exclusivamente agrícolas fazem melhor uso dos recursos disponíveis em comparação com os pluriativos, sendo tecnicamente mais eficientes.

Palavras-Chave: Pluriatividade. Eficiência Técnica. Agropecuária.

ABSTRACT

This paper examines Brazilian rural establishments that perform agricultural and non-agricultural activities. The combination of these activities in a single agricultural unit characterizes and defines pluriactivity. In this way, this research aims to verify the effect of pluriactivity on the efficiency of rural establishments, in technical terms. In order to reach the proposed objective, the Propensity Score Matching (PSM) was used for sample pairing in two groups, treated (pluriative) and untreated (non-pluriative). After the identification of these groups, a Probit model was estimated, followed by the stochastic production frontier estimation to obtain the technical efficiency scores. The data used refer to a special tabulation from the micro-data of the 2006 Agricultural Census. Among the results found, it was verified that the exclusively agricultural establishments make better use of the available resources in comparison with the pluriatives, being technically more efficient.

Keywords: Pluriactivity, Technical Efficiency, Agriculture.

Classificação JEL: Q10; Q19

¹ Professora Assistente da Universidade Federal do Sul e Sudoeste do Pará (UNIFESSPA/IEDAR). Doutoranda em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV/DER). E-mail: julianasalessilva@live.com;

² 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;

³ Doutora em Economia Aplicada. Professora da Universidade Federal de Viçosa (UFV/DER). E-mail: lorena.costa@ufv.br.

EFEITOS DA PLURIATIVIDADE DOS ESTABELECIMENTOS RURAIS BRASILEIROS SOBRE A EFICIÊNCIA TÉCNICA

1. Introdução

Os processos de industrialização da agricultura e de transbordamento do meio urbano para o espaço tradicionalmente definido como rural têm transformado significativamente o meio rural brasileiro nas últimas décadas (SILVA, 1997), com consequente rompimento do conceito de que esse espaço se caracteriza apenas pela prática de atividades ligadas à agricultura e pecuária.

Estudiosos têm destacado um aumento da prática de atividades não agrícolas no campo, que surge como forma de complementação da renda dos indivíduos (SCHNEIDER, FIALHO; 2000; SILVA, 2001; SCHNEIDER, 2003). A combinação entre atividades rurais agrícolas com atividades não agrícolas é chamada na literatura de pluriatividade. Esse não é um fenômeno novo na formação das economias agrárias: Chayanov (1974) e Kautsky (1980) fazem referência a tais atividades de complementação da renda que também busca impulsionar a inserção econômica de pequenos proprietários. Assim, entende-se que a pluriatividade se caracteriza pela existência de uma unidade produtiva multidimensional, onde a agricultura e outras atividades são praticadas, dentro e fora da propriedade, pelas quais são recebidos diferentes tipos de pagamento (MAROFAN, 2006).

Segundo Reardon *et al.* (2001) a decisão de ingresso em atividades não agrícolas depende principalmente de dois fatores: dos incentivos encontrados na atividade não agrícola, como rentabilidade e risco; e das capacidades gerais, como educação, conhecimento e habilidades, e acesso ao crédito e etc.

Silva (2001) aponta que na década de 1990 a prática dessas atividades cresceu a uma taxa de 3,7% ao ano. Com base nos dados do Censo Agropecuário de 2006, Escher *et al.* (2014) apontaram que 37% de todos os estabelecimentos agropecuários brasileiros, são pluriativos⁴. Tem-se observado dessa forma, um processo de reestruturação da produção agropecuária e do espaço reservado à agricultura no qual a pluriatividade tem adquirido grande importância.

De acordo com Schneider (2003), com o passar dos tempos, as famílias rurais estão diminuindo o tempo de trabalho na produção agrícola, o que pode ocasionar em diminuição na renda agrícola. Dessa forma, o trabalho não agrícola surge como uma importante fonte de renda complementar para essas famílias. No entanto, o autor adverte que a pluriatividade não significa necessariamente o detrimento das atividades agrícolas, uma vez que estas atividades ao incorporarem novas tecnologias, são capazes de depender de menos tempo de trabalho, por exemplo, abrindo espaço para novas formas de organização.

Uma importante questão emerge nesse contexto. De um lado, as atividades pluriativas contribuem para diversificação da renda e consequente redução do risco da atividade rural. Por outro lado, há razões para se acreditar que essa prática possa ter efeitos adversos sobre a eficiência. Lima e Piancenti (2009) observaram que as famílias pluriativas da região sul do Brasil são mais eficientes, em termos econômicos, que as não pluriativas.

Diante disso, considerando a evolução e importância das atividades não agrícolas dos estabelecimentos (unidades agrícolas) rurais brasileiro, torna-se relevante o estudo sobre o tema, tratando especificamente da eficiência dos estabelecimentos que exercem essa atividade. Estudos sobre a eficiência dos estabelecimentos rurais brasileiros já foram realizados na literatura, como Imori (2011), Oliveira (2013) e Freitas *et al.* (2014). Enquanto que trabalhos sobre a pluriatividade no meio rural brasileiro foram desenvolvidas por Del Grossi e Silva (1998), Schneider e Fialho (2000), Schneider (2001;2003), Ney e Hoffmann (2008), Lima e Pianceti (2009), Nascimento (2009) e Escher *et al.* (2014). Na literatura brasileira os trabalhos sobre eficiência têm enfatizado sua relação com a área rural, enquanto que aqueles que avaliam a pluriatividade, têm abordado seus efeitos sobre os níveis de pobreza e desigualdade de renda. Dessa forma, observa-se uma lacuna de trabalhos que investiguem a eficiência técnica no âmbito da pluriatividade dos estabelecimentos rurais brasileiros. Assim, pretende-se investigar

⁴Neste trabalho, estabelecimentos pluriativos e estabelecimentos que exercem atividade agrícola e atividade não agrícola serão tratados como sinônimos.

se o fato desses estabelecimentos serem pluriativos leva a uma redução de seu desempenho produtivo no que diz respeito à atividade principal da propriedade. Deste modo, o objetivo deste trabalho é avaliar o efeito da prática da pluriatividade sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos rurais brasileiros. Para tanto, utilizam-se uma tabulação especial dos microdados do Censo Agropecuário do ano de 2006, de forma a reduzir o viés causado pela agregação das informações em nível estadual ou regional.

Além da presente introdução, o trabalho é composto por mais quatro seções, revisão de literatura sobre medidas de eficiência, estratégia empírica, resultados e considerações finais.

2. Medidas de Eficiência

Os pressupostos da teoria econômica neoclássica indicam que os agentes econômicos são racionais e têm como objetivo otimizar seu comportamento. Na agropecuária, por exemplo, esse comportamento pode ser representado quando os produtores buscam maximizar a produção e/ou minimizar os custos. Assim, o máximo lucro seria obtido quando estes dois objetivos fossem alcançados simultaneamente. Contudo, na prática, verifica-se que nem todos os produtores conseguem otimizar estes objetivos, ou seja, alcançar a eficiência econômica em suas atividades (ALMEIDA, 2012).

Na literatura econômica acerca da produtividade, a medida de eficiência é definida como a comparação entre os valores observados dos produtos, insumos, receitas, lucros e custos e os valores considerados ótimos. Deste modo, a eficiência é relacionada com o menor custo ou a maior produção possível em determinado sistema de produção.

As primeiras pesquisas sobre o nível eficiente de produção foram elaboradas por Debreu (1951), Koopmans (1951) e Shephard (1953). As definições de Debreu (1951) e Shephard (1953) para eficiência técnica incorporavam o conceito das funções de distância, que consistia em modelar a tecnologia de produção e medir a distância do produtor até a fronteira de produção ou produto ótimo. Já para Koopmans (1951), um produtor seria tecnicamente eficiente quando não pudesse aumentar a produção de determinado produto sem reduzir a de algum outro, ou quando não pudesse reduzir a utilização de qualquer insumo, mantendo a produção constante.

Com base nos conceitos de Koopmans (1951); Debreu (1951) e Farrell (1957) propuseram duas abordagens ou orientações para a mensuração da eficiência técnica. Essas são a orientação insumo, quando o objetivo é reduzir os insumos mantendo fixa a produção; e, orientação produto, quando o foco é o aumento do produto sem alterar o uso dos insumos. Essas duas abordagens de identificação da eficiência técnica podem ser consideradas caso especial da definição de Koopmans (1951), pois permitem apenas ajustes radiais dos insumos ou produtos, ou seja, todos os produtos ou insumos são modificados proporcionalmente.

Desse modo, a eficiência técnica pode ser entendida como o modo em que uma combinação ótima de insumos é empregada no processo produtivo com o intuito de obter o produto máximo. Isto significa que essa eficiência trata da relação entre os insumos e o produto final, ou seja, a análise está relacionada ao fator físico do processo produtivo. Contudo, quando os preços dos insumos são levados em conta, é possível obter também a eficiência econômica das firmas, que reflete a competência da empresa em empregar os insumos em proporções ótimas, dados seus preços relativos. Além disso, segundo Reis *et al.* (2005), a combinação dessas duas medidas pode ser considerada uma medida de eficiência econômica.

3. Estratégia metodológica

Em termos metodológicos, duas etapas fazem-se necessárias para que se verifiquem os efeitos da pluriatividade sobre eficiência. Em primeiro lugar, deve-se ressaltar que estabelecimentos que optam pela pluriatividade devem ter características diferentes daqueles que exercem apenas atividades rurais agrícolas. Desse modo, uma comparação simples entre a eficiência de pluriativos e não pluriativos poderia ser errônea devido à possibilidade de existência do viés de seleção: a diferença observada de eficiência pode ser resultado das características que levam à pluriatividade e não apenas da atividade pluriativa em si. Para tentar minimizar esse viés, neste trabalho parte-se da suposição de que as diferenças entre os estabelecimentos que exercem ou não a pluriatividade são baseadas em características

observáveis. Uma vez controladas essas características, os estabelecimentos tornam-se estatisticamente similares, e portanto, comparáveis. Assim, a primeira etapa metodológica refere-se à identificação de grupos de estabelecimentos não pluriativos mais similares possíveis, em termos observáveis, ao grupo pluriativo, por meio do *Propensity Score Matching* (PSM).

Uma vez identificados apropriadamente estabelecimentos comparáveis ao grupo de pluriativos, de forma a reduzir vieses causados por fatores observáveis, a segunda etapa consiste no cálculo da eficiência técnica para identificar o efeito da pluriatividade. Para tal, estimou-se a fronteira estocástica de produção para cada grupo considerando o viés de seleção decorrente da decisão de adotar o não a atividade pluriativa, tendo como base a abordagem de Heckman (1979). Espera-se, com esta abordagem, obter escores de eficiência técnica livres dos vieses causados por fatores observáveis e não observáveis, para os dois grupos considerados (pluriativos e não pluriativos).

3.1. Propensity Score Matching (PSM)

Com o PSM, resumem-se as características de cada unidade em uma única variável, o escore de propensão (*propensity score*), que torna o pareamento factível (BECKER; ICHINO, 2002). Na definição de Rosenbaum e Rubin (1983), o escore de propensão consiste na probabilidade condicional de se receber o tratamento - ou de ser pluriativo - dado um vetor de variáveis observáveis. Formalmente, tem-se, segundo Becker e Ichino (2002):

$$p(X) \equiv \Pr(D = 1|X) = E(D|X) \quad (1)$$

para este estudo, D é uma variável binária que assume valor igual a 1 se o estabelecimento é pluriativo e 0 caso contrário, e X refere-se ao vetor de características observáveis que afetam essa decisão.

Ressaltam-se as duas suposições que devem ser satisfeitas para a estimação de impactos pelo *propensity score matching*. A primeira supõe o equilíbrio entre as variáveis constituintes do vetor X , dado o *propensity score* (*Balancing Hypothesis*). Essa hipótese garante que unidades com valores idênticos do *propensity score* tenham a mesma distribuição quanto às características observáveis analisadas, independentes se tratadas ou não (BECKER; ICHINO, 2002). Formalmente:

$$D \perp X | p(X), \quad (2)$$

em que \perp indica independência.

A segunda suposição refere-se à independência condicional do tratamento: dadas as características observáveis no vetor X , os resultados potenciais devem ser independentes do *status* de participação. Assim, conforme Becker e Ichino (2003), se a equação (3) é válida, então (4) também o é:

$$Y_1, Y_0 \perp D | X, \quad (3)$$

$$Y_1, Y_0 \perp D | p(X), \quad (4)$$

em que Y_1 e Y_0 denotam os resultados potenciais do grupo pluriativo e não pluriativo, respectivamente. Nesse contexto, uma vez controladas tais características observáveis, a existência da pluriatividade torna-se aleatória entre os estabelecimentos, o que permite a comparação dos resultados entre esses grupos para a identificação dos impactos.

O pareamento deve ser preferencialmente feito com base em características anteriores à situação analisada, neste caso, antes da decisão quanto à pluriatividade. Na ausência desses dados, procede-se ao chamado "*ex-post matching*" (GERTLER *et al.*, 2011). Nesse procedimento, deve-se atentar para a escolha das variáveis explicativas constituintes do vetor X , as quais por definição não podem ser resultados do tratamento analisado. Assim, as variáveis selecionadas para estimação do PSM neste trabalho foram aquelas que possivelmente determinam a pluriatividade mas que não são resultado da eficiência.

Usualmente, o *propensity score* é estimado por meio de modelos paramétricos, tais como os modelos *logit* ou *probit* (CAMERON, TRIVEDI; 2005). Além disso, diferentes critérios de pareamento podem ser utilizados para associar os setores beneficiários aos não participantes. Segundo Becker e Ichino (2002), as técnicas mais utilizadas para esse propósito são: Pareamento ao Vizinho mais próximo (*Nearest-Neighbor Matching*); Pareamento radial (*Radius Matching*); Pareamento de Kernel (*Kernel Matching*) e Pareamento estratificado (*Stratification Matching*).

3.2. Seleção Amostral

Com o objetivo de testar a possibilidade de existência de viés de seleção neste trabalho, que pode ocorrer quando os fatores que afetam a eficiência dos estabelecimentos agrícolas são diferentes daqueles que afetam a probabilidade desses estabelecimentos serem pluriativos, é utilizado o modelo de Seleção Amostral de Heckman (1979).

O procedimento de estimação é realizado em dois estágios. No qual no primeiro estágio estima-se a equação de seleção (modelo de escolha binária Probit), que nesta pesquisa explica a probabilidade dos estabelecimentos agrícolas exercerem a pluriatividade, e no segundo, estima-se a equação de interesse, isto é, a fronteira estocástica de produção utilizando componentes estimados (razão inversa de Mills⁵) no estágio anterior.

3.2.1. Probit

Segundo Greene (2011), o modelo de escolha binária Probit é definida por:

$$y_i^* = x_n' \beta + \varepsilon_i, \quad n=1, \dots, N \quad (5)$$

$$\text{sendo } y_i = \begin{cases} 1 & \text{se } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases},$$

em que y_i^* é uma variável latente da probabilidade do estabelecimento agrícola i exercer a pluriatividade; y_i é uma variável binária que define a pluriatividade positiva; β é o vetor de parâmetros estimados; e ε_{ijt} o termo de erro independente e identicamente distribuído.

Sendo assim, a equação de seleção (Probit) estimada é:

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 \text{sexo} + \beta_2 \text{assistência} + \beta_3 \text{dívida} + \beta_4 \text{financiamento} + \beta_5 \text{idade} + \beta_6 \text{escolaridade} + \beta_7 \text{experiência} + \varepsilon_i \quad (6)$$

em que *sexo* é uma variável *dummy* que recebe valor 1 se é homem e 0 caso contrário; *assistência* representa a parcela das propriedades que tiveram acesso à assistência técnica; *dívida* representa a parcela das propriedades que possuem alguma dívida; *financiamento* representa o logaritmo do financiamento total realizado; *idade* é uma variável categórica divididas em: até 25 anos, entre 26 e 35 anos, entre 36 e 45 anos, entre 46 e 55 anos, entre 56 e 65 anos e acima de 66, sendo esta utilizada como base; de forma semelhante, *escolaridade* é agrupada em: sabe ler; fundamental incompleto, fundamental completo e ensino médio, sendo esta última a categoria base; *experiência* é uma variável que representa a parcela dos estabelecimentos em que o dirigente tenha experiência agrícola em anos, sendo categorizada em: até 1 ano, entre 1 e 5 anos, entre 5 e 10 anos, acima de 10 anos (base).

3.2.2. Fronteira Estocástica de Produção

No segundo estágio, é estimada a Fronteira estocástica de produção, que tem como objetivo estimar uma função de produção, em que se espera obter o máximo produto a partir de uma combinação de fatores, em determinado nível tecnológico. Contudo, não há garantias de que se esteja utilizando uma combinação eficiente dos fatores, uma vez que podem existir ineficiências técnicas no processo produtivo. Isso implica que a unidade pode estar produzindo abaixo da fronteira máxima de produção (MARINHO; ATALIBA, 2001).

⁵Variável 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).

Para aplicação empírica do método, deve-se primeiro especificar a forma funcional a ser utilizada para representar a tecnologia de produção, conforme argumentado por Coelli e Battese (1996). Nesta pesquisa, optou-se por utilizar a forma funcional Cobb-Douglas, assim como nos trabalhos de Almeida (2012), Freitas *et al.* (2014), Lima (2012) e outros⁶.

O presente trabalho, ao invés de considerar os estabelecimentos agrícolas dos municípios individualmente (*i*), agrupa estes estabelecimentos por grupos de área (*j*). Assim, pode-se especificar a função fronteira de produção na seguinte forma genérica:

$$Y_{ij} = f(X_{ij}\beta)e^{(v_{ij}-u_{ij})} \quad (7)$$

Incorporando variáveis *dummies* para Estado e grupo de área total, a forma logarítmica pode ser representada por:

$$\ln Y_{ij} = \sum_{i=1}^n \ln \beta_{ij} X_{ij} + \sum_{h=1}^{26} E_h + \sum_{g=1}^3 G_g + v_{ij} - u_{ij} \quad (8)$$

em que Y_{ij} é o vetor do valor das quantidades produzidas pelo município *i* referente ao grupo de área *j*;

X_{ij} é o vetor das despesas com insumos *i* utilizado no grupo *j*; E_h são *dummies* para representar os estados brasileiros; G_g são *dummies* para representar os grupos de área; e β_{ij} é um vetor dos parâmetros a serem estimados, que definem a tecnologia de produção. Destaca-se aqui que a inclusão das *dummies* foi necessária para captar características fixas de cada grupo de área ou estado, além de tentar controlar possível autocorrelação espacial, de forma a obter uma estimativa da eficiência, livre desses efeitos.

Os termos de erro v_{ij} e u_{ij} são vetores que representam componentes distintos do erro: v_{ij} 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_{ij} é responsável por captar a ineficiência técnica do *i*-ésimo grupo, isto é, a parte do erro que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção, e são variáveis aleatórias não-negativas. Este termo unilateral pode seguir a distribuição meio-normal, normal truncada, exponencial e gama (AIGNER; LOVELL; SCHMIDT, 1977; GREENE, 1980). Neste trabalho, assim como nos trabalhos de Conceição (1998), Tupy e Shiota (1999), foi considerada a distribuição exponencial.

A mensuração empírica da função de produção da agropecuária no Brasil parte da estimativa da função pelo método da máxima verossimilhança. Assim, segundo Greene (1993), Aigner *et al.* (1977) e Meeuser e Van Der Broeck (1977), considerando a distribuição exponencial para o termo de erro relacionado à ineficiência, o logaritmo da função de máxima verossimilhança é dado por:

$$\ln L = \sum_{i=1}^n \left[-\ln \sigma_u + \frac{1}{2} \left(\frac{\sigma_v}{\sigma_u} \right) + \ln \Phi \left(\frac{-\left(\varepsilon_i + \sigma_v^2 / \sigma_u \right)}{\sigma_v} \right) + \frac{\varepsilon_i}{\sigma_u} \right] \quad (9)$$

Na estimativa dos parâmetros pelo método da máxima verossimilhança, é utilizada a seguinte reparametrização, que fornece uma interpretação relevante na análise:

$$\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v} \quad (10)$$

em que, de acordo com Bagi (1982), o coeficiente λ indica a variação relativa das duas fontes de erros aleatórios que distingue uma unidade produtiva da outra. Quando λ se aproxima de zero, indica que o erro simétrico v_{ij} domina a determinação da soma do erro total ε_i , indicando que a distância entre a produção observada e a fronteira estimada a partir de certa combinação de insumos é, principalmente, resultado de fatores que estão além do controle da firma. Quando λ se torna maior, isso significa que o erro unilateral u_{ij} domina as fontes da variação aleatória do modelo, ou seja, a diferença entre a produção observada e a produção de fronteira é resultado, principalmente, da ineficiência técnica.

⁶ Chambers (1988) e Silva (1996) identificaram algumas vantagens do uso da Cobb-Douglas: 1) simplicidade na estimativa dos parâmetros, pois na forma logarítmica a função Cobb-Douglas é linear nos parâmetros; 2) os coeficientes da regressão fornecem as elasticidades de produção, podendo ser comparadas entre si; 3) por se tratar de uma função homogênea, o somatório dos coeficientes da regressão determina os rendimentos à escala; e 4) se comparada à forma funcional transcendental logarítmica (translog), a função de produção Cobb-Douglas apresenta um pequeno número de parâmetros a serem estimados, sendo menos susceptível aos comuns problemas de multicolinearidade na estimativa da função de produção.

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

$$ET_{ij} = \frac{Y_{ij}}{Y_{ij}^*} = \frac{Y_{ij}}{f(X_{ij})} = \frac{\exp(X_{ij}\beta + v_{ij})\exp(-u_{ij})}{\exp(X_{ij}\beta + v_{ij})} = \exp(-u_{ij}) \quad (11)$$

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

Assim, a equação (12) apresenta a função fronteira de produção estocástica a ser estimada nesta pesquisa:

$$\ln Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln(Area_{ij}) + \beta_2 \ln(Trabalho_{ij}) + \beta_3 \ln(Insumos_{ij}) + \beta_4 \ln(Capital_{ij}) + \sum_{h=1}^{26} E_h + \sum_{g=1}^3 G_g + \varepsilon_i \quad (12)$$

sendo $\varepsilon_i = v_{ij} - u_{ij}$,

em que Y_{ij} é o valor bruto da produção do município i na classe de área j ; *Area* é a área total do estabelecimento, em hectares (*ha*); *Trabalho*, se refere ao somatório do número de trabalhadores familiares e contratados; *Insumos*, se refere ao somatório das despesas com adubo, agrotóxico, sementes, medicamento para animais, corretivos, sal e rações, energia elétrica e transporte da produção; *Capital*, se refere ao valor total dos prédios, instalações e outras benfeitorias, terra, veículos, tratores, máquinas e implementos, em R\$. E_h são *dummies* para representar os Estados brasileiros; são G_g *dummies* para representar os grupos de área; e ε_i representa o termo de erro composto.

Espera-se encontrar uma relação positiva entre as variáveis explicativas e o valor bruto da produção, indicando uma relação positiva entre o aumento dos fatores de produção e o aumento do valor da produção agropecuária.

3.3. Fonte e tratamento dos dados

Os dados utilizados para realização desta pesquisa foram obtidos do Censo Agropecuário de 2006, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Entretanto, a base de dados utilizada refere-se a uma tabulação especial a partir dos microdados do Censo, a qual consistiu em organizar as informações do Censo de acordo com diferentes classes de tamanho dos estabelecimentos agropecuários brasileiros.⁷

Ressalta-se que, assim como nos trabalhos de Helfand e Levine (2004), Freitas *et al.* (2014), Helfand *et al.* (2015) e outros, foram criadas unidades representativas para cada tamanho do estabelecimento em cada município. Após a remoção de observações com valores *missings*, os estabelecimentos brasileiros foram agrupados em 13.169 estabelecimentos representativos. Estas unidades representativas foram obtidas pela divisão do valor total de determinada variável pelo número de estabelecimentos, em um grupo de área e município específico. Assim, em cada grupo de área pertencente em cada municípios, construiu-se uma unidade representativa. A utilização de tal procedimento foi necessária, dado que as informações obtidas não representam os microdados do Censo Agropecuário. Destaca-se ainda que foram considerados quatro grupos de área, quais sejam: 0 a menos de 10ha, 10 a menos de 100ha, 100 a menos de 500ha, acima de 500ha.

É importante destacar o procedimento utilizado para a construção da *dummy* referente à atividade pluriativa. Pelo fato dos dados utilizados estarem agregados em fazendas representativas, inicialmente tinha-se uma taxa média de produtores pluriativos para cada unidade considerada. Deste modo, para

⁷Esta tabulação foi coordenada pelo professor Steven M. Helfand, e disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA.

transformar esta variável em *dummy*, adotou-se o seguinte critério: as fazendas representativas que apresentaram valores para a taxa iguais à média mais meio desvio-padrão foram classificadas como pluriativas (receberam o valor de 1 na *dummy* referente à pluriatividade), enquanto que observações que apresentaram valores para a taxa iguais à média menos meio desvio-padrão foram classificadas como não pluriativas (receberam o valor de 0 na *dummy* referente à pluriatividade). Após realizado este procedimento verificou-se que, dos 13.169 estabelecimentos representativos considerados, 46,2% foram classificados como pluriativos.

4. Resultados e discussão

Serão apresentados nesta seção os principais resultados obtidos na pesquisa. Inicialmente será realizada a análise descritiva das principais variáveis utilizadas, após realizado o balanceamento da amostra. Em seguida, serão apresentados os resultados do Probit e da função estocástica de produção. Por fim, serão encontrados os escores eficiência técnica das unidades representativas que realizaram ou não atividades não agrícolas.

4.1. Análise descritiva dos dados

Como descrito na seção 3.1., o primeiro passo da estratégia empírica adotada no trabalho consistiu na utilização do procedimento do pareamento por escore de propensão (*Propensity Score Matching*) para identificar, na amostra total, um grupo de controle o mais semelhante possível ao grupo de tratamento, com base em um conjunto de características observáveis. Os resultados estão expostos na Tabela 1⁸, na qual tem-se as médias e desvios-padrão da amostra não pareada (amostra original) e pareada, subdivididos em não tratados (não pluriativos) e tratados (pluriativos). Ao todo, foram excluídas 1101 fazendas representativas após o pareamento da amostra.

⁸ Os resultados da estimação do modelo Probit para obtenção do escore de propensão foram omitidos devido ao limite de páginas, porém podem ser disponibilizados quando solicitado.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas na equação de seleção e na Fronteira Estocástica de Produção

<i>Variáveis</i>	<i>Amostra não pareada</i>				<i>Amostra Pareada</i>			
	<i>Não tratados</i>		<i>Tratados</i>		<i>Não tratados</i>		<i>Tratados</i>	
	<i>Média</i>	<i>DP</i>	<i>Média</i>	<i>DP</i>	<i>Média</i>	<i>DP</i>	<i>Média</i>	<i>DP</i>
<i>Sexo</i>	0.907***	0.0962	0.918	0.0914	0.91 ^{ns}	0.0952	0.918	0.0914
<i>Assistência</i>	0.154***	0.188	0.21	0.184	0.162 ^{ns}	0.193	0.21	0.184
<i>Dívida</i>	0.203***	0.213	0.152	0.174	0.191 ^{ns}	0.205	0.152	0.174
<i>Financiamento</i>	8425***	93404	4888	22103	8031 ^{ns}	99042	4888	22103
<i>Idade25</i>	0.028***	0.0516	0.0166	0.0399	0.026 ^{ns}	0.0515	0.0166	0.0399
<i>Idade26a35</i>	0.126***	0.116	0.095	0.103	0.12 ^{ns}	0.118	0.095	0.103
<i>Idade36a45</i>	0.218***	0.144	0.204	0.138	0.216 ^{ns}	0.149	0.204	0.138
<i>Idade46a55</i>	0.237***	0.151	0.257	0.149	0.239 ^{ns}	0.156	0.257	0.149
<i>Idade56a65</i>	0.202***	0.14	0.22	0.14	0.204 ^{ns}	0.145	0.22	0.14
<i>Idade65m</i>	0.189***	0.161	0.208	0.146	0.195 ^{ns}	0.168	0.208	0.146
<i>Sabeler</i>	0.136***	0.146	0.0957	0.122	0.128 ^{ns}	0.14	0.0957	0.122
<i>Fundincompleto</i>	0.403***	0.234	0.372	0.211	0.398 ^{ns}	0.235	0.372	0.211
<i>Fundcompleto</i>	0.095***	0.121	0.122	0.117	0.099 ^{ns}	0.126	0.122	0.117
<i>Médio</i>	0.077***	0.122	0.138	0.137	0.081 ^{ns}	0.126	0.138	0.137
<i>Experiência1</i>	0.032 ^{ns}	0.0704	0.0326	0.0581	0.032 ^{ns}	0.0738	0.0326	0.0581
<i>Experiência1a5</i>	0.175 ^{ns}	0.156	0.179	0.146	0.176 ^{ns}	0.16	0.179	0.146
<i>Experiência5a10</i>	0.175 ^{ns}	0.147	0.174	0.134	0.174 ^{ns}	0.149	0.174	0.134
<i>Experiência10</i>	0.618***	0.222	0.615	0.208	0.618 ^{ns}	0.226	0.615	0.208
<i>VBP</i>	84065	417446	90291	478116	86124	431151	90291	478116
<i>Área total</i>	176	418.2	267.3	454.2	181.7	425.6	267.3	454.2
<i>Trabalho</i>	2.684	11.18	3.564	9.39	2.711	12.05	3.564	9.39
<i>Insumos Comprados</i>	30245	297693	47096	1.34E+06	27579	176067	47096	1.34E+06
<i>Capital</i>	720938	2.53E+06	898795	2.08E+06	753001	2.62E+06	898795	2.08E+06
<i>Nº Obs</i>	7090		6079		5989		6079	

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: *** Médias são estatisticamente diferentes do grupo de tratados a 1%; ns – médias não são estatisticamente diferentes a 1%.

Na amostra não pareada, as médias entre os grupos de não tratados e tratados foram todas estatisticamente diferentes a 1%, com exceção de *experieñcial1*, *experieñcial1*, *experieñcial1a5* e *experieñcia5a10*. Após o pareamento, como esperado, todas as médias das variáveis foram estatisticamente iguais entre os grupos.

Observa-se que na amostra pareada, em termos de média, a variável *sexo* foi mais de 0,90 entre os não tratados e tratados, indicando os homens administrando o estabelecimento estão presente em quase totalidade da amostra. A presença de propriedades que tiveram acesso a assistência técnica, em termos de média, é maior nos pluriativos. A existência de dívidas foi maior no grupo de não pluriativos, que pode estar relacionado com o fato de tais dívidas serem exclusivamente do estabelecimento agropecuário. O valor do financiamento entre os não pluriativos, como esperado, foi superior cerca de 61% a mais que os pluriativos, sugerindo que os estabelecimentos que não exercem a pluriatividade necessitam de mais recursos financeiros para a atividade agropecuária. O grupo de maior idade, em termos de média, tanto nos não tratados quando nos tratados, foi de 46 a 55 anos de idade. Já no que se refere à escolaridade, a maior média nos dois grupos analisados foi fundamental incompleto, indicando semelhante baixa escolaridade dos dirigentes dos estabelecimentos agropecuários analisados que exercem ou não a pluriatividade. A experiência com atividade agropecuária, em média, é análoga e elevada (acima de 10 anos) entre os não pluriativos e pluriativos.

Quanto às variáveis utilizadas na fronteira estocástica, percebeu-se que a média do valor bruto da produção (VBP) entre os pluriativos são maiores, dando indícios que a diversificação da atividade econômica não diminui, em termos monetários, a produção dos estabelecimentos rurais. No entanto, este resultado pode estar relacionado a estes estabelecimentos terem, em média, uma maior área total utilizada, uma maior utilização de mão de obra e despesa com insumos, como apresentado na Tabela 1.

4.2. Determinantes da atividade pluriativa

Assim como demonstrado na metodologia, a estimação da equação de seleção, por meio do modelo Probit configura-se como o primeiro estágio para correção do possível viés de seleção existente na pesquisa. Os resultados desta estimação estão expostos na Tabela 2.

Tabela 2 – Estimação da equação de seleção (Probit) para participação na pluriatividade, considerando a amostra pareada

Pluriatividade	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística Z	P-value
<i>Sexo</i>	0.471	0.124	3.810	0.000***
<i>Assistência</i>	0.838	0.064	13.160	0.000***
<i>Dívida</i>	-1.052	0.064	-16.410	0.000***
<i>Financiamento</i>	-0.000002	0.0000004	-3.660	0.000***
<i>Idade25</i>	-3.395	0.295	-11.510	0.000***
<i>Idade26a35</i>	-1.746	0.125	-13.970	0.000***
<i>Idade36a45</i>	-0.675	0.098	-6.860	0.000***
<i>Idade46a55</i>	-0.025	0.094	-0.270	0.791 ^{ns}
<i>Idade56a65</i>	0.033	0.101	0.320	0.746 ^{ns}
<i>Sabeler</i>	-1.525	0.094	-16.220	0.000***
<i>Fundincompleto</i>	-0.599	0.054	-11.030	0.000***
<i>Fundcompleto</i>	0.418	0.098	4.270	0.000***
<i>Experieñcial1</i>	0.646	0.177	3.660	0.000***
<i>Experieñcial1a5</i>	0.516	0.081	6.340	0.000***

<i>Experiência5a10</i>	0.217	0.085	2.570	0.010***
<i>Constante</i>	0.140	0.130	1.070	0.282 ^{ns}
<hr/>				
<i>Log de verossimilhança:</i>	-8311.706			
<i>Chi2</i>	1555.010	<i>Prob>Chi2:</i>	0.000	
<hr/>				
<i>Nº OBS</i>	12068			

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: significância estatística: ***1% ;ns - não significativo.

Observa-se que das características consideradas dos dirigentes do estabelecimento rural, apenas *idade46a55*, *idade56a65* não foram estatisticamente significantes, não sendo assim, fatores importantes na decisão de exercer a pluriatividade.

A variável *sexo* indicou que o fato do dirigente ser homem, aumenta a probabilidade da pluriatividade, semelhantemente a Cruz (2013) e Almeida (2016). Tal resultado pode ser justificado pelas características socioeconômicas do Brasil, dos na qual há predominância da figura do homem como chefe de família. A assistência apresentou uma relação positiva com a pluriatividade, indicando que o estabelecimento agropecuário receber algum tipo de assistência facilitaria o dirigente trabalhar em uma atividade não agrícola. Este resultado pode estar relacionado ao fato de que os objetivos da extensão rural, vão além da assistência técnica auxiliando o produtor na produção agropecuária em si. Dentre os objetivos da Política Nacional de Assistência Técnica e Extensão Rural (Pnater), está incluso auxiliar na viabilização de estratégias que levem à geração de novos postos de trabalho agrícola e não agrícola, acarretando em uma elevação do bem-estar no meio rural (MDA, 2007). Nesse sentido, o extensionista verificando que o estabelecimento rural não conseguiu gerar um nível renda mínimo que possa proporcionar um bem-estar necessário, ele pode sugerir atividades complementares (agrícolas e não agrícolas) para complementação da renda.

A existência de dívida e financiamento apresentaram uma relação negativa com a pluriatividade, o que indica que dívidas geradas no estabelecimento, bem como este possuir financiamento direcionado para a atividade agropecuária, reduzem a probabilidade do dirigente trabalhar em atividades não agrícolas.

As categorias da variável *idade* consideradas na pesquisa mostraram relação negativa com a pluriatividade até os 56 anos do dirigente, acima dessa idade, observou-se uma relação positiva. Tal resultado sugere que uma maior experiência, em termos de idade, pode dar uma maior segurança em exercer atividades fora da agropecuária. De maneira semelhante, as categorias da variável *escolaridade* utilizadas, induzem que um maior nível de instrução aumenta a probabilidade do dirigente agropecuário ser pluriativo. Estes resultado são abordados de maneira semelhante por Chayanov (1985) e Schneider (2003) que observam que a medida que a idade e escolaridade dos membros familiares aumentam, há uma maior probabilidade de uma família agrícola diversificar as fontes de trabalho e renda, isto é, ser pluriativa.

No que se refere a experiência na atividade agrícola, percebe-se que os produtores com até 10 anos na direção do estabelecimento têm maior probabilidade de realizarem atividades não-agrícolas, se comparado com aqueles que possuem mais de 10 anos (categoria base). Este resultado era esperado, pois a maior experiência destes produtores os permitem que, mesmo em situações adversas, consigam se adaptar e ter alternativas para manter o rendimento da atividade agropecuária em níveis desejados, não necessitando de despender esforços e recursos em uma atividade não agrícola.

4.3. Fronteira Estocástica de Produção

Para segundo estágio da abordagem de Heckman, foi estimada da função fronteira estocástica de produção. 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. Cabe ressaltar novamente que a forma funcional utilizada foi a log-linear Cobb-Douglas, sendo os parâmetros obtidos pelo método de Máxima Verossimilhança. Sendo assim, dado que as variáveis estão transformadas em seu logaritmo natural, cada coeficiente estimado refere-se à elasticidade daquele fator de produção, a qual deve ser interpretada em termos percentuais. Ademais, 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 problema de heterocedasticidade na amostra. Além disso, o resultado da estatística de Wald apresentado na Tabela 3 indica um bom ajustamento do modelo, rejeitando-se a hipótese nula de insignificância conjunta das variáveis para os três modelos estimados.

Um detalhe importante na utilização da forma funcional Cobb-Douglas é que esta permite que o retorno da função de produção seja identificado pela simples soma das elasticidades dos fatores de produção. Nos modelos referentes à amostra total, para propriedades que não realizaram atividade não agrícola e para as propriedades que realizaram atividade não agrícola, a soma dos coeficientes foram 0,98, 0,93 e 1,03, respectivamente (Tabela 3). Estes valores indicam que a tecnologia utilizada nas três situações aproxima-se de retornos constantes à escala, implicando que um aumento na utilização dos fatores produtivos levaria a um crescimento proporcional no valor da produção. Alves *et al.*(2012) e Helfand *et al.* (2015) também identificaram retornos constantes à escala ao estimarem funções de produção para representar o Brasil rural.

Tabela 3 – Função Fronteira Estocástica de Produção para a amostra total, para os estabelecimentos não pluriativos e para os estabelecimentos pluriativos.

Amostra Total (<i>Pooled</i>)				Não Pluriativos		Pluriativos	
LnVBP	Coefficiente	Erro Padrão Robusto (<i>bootstrap</i>)		Coefficiente	Erro Padrão Robusto (<i>bootstrap</i>)	Coefficiente	Erro Padrão Robusto (<i>bootstrap</i>)
<i>Ln(Area)</i>	-0,222***	0,007		-0,243***	0,014	-0,173***	0,013
<i>Ln(Trabalho)</i>	0,259***	0,018		0,206***	0,023	0,289***	0,018
<i>Ln(Insumos)</i>	0,243***	0,015		0,240***	0,019	0,256***	0,0087
<i>Ln(Capital)</i>	0,703***	0,010		0,725***	0,014	0,663***	0,011
<i>Mills</i>	-	-		-0,326***	0,124	-0,285***	-0,071
<i>Mills</i> ²	-	-		-0,159***	0,056	0,060***	0,018
<i>Const.</i>	0,085 ^{NS}	0,095		0,154 ^{NS}	0,246	3,888***	0,093
<i>Usigma</i>	-0,089*	0,046		0,339***	0,092	-0,122**	0,059
<i>Vsigma</i>	-0,4852***	0,032		-0,508***	0,036	-0,535***	0,050
<i>Lambda</i>	0,185	-		0,677	-	0,228	-
						Prob>chi2	
<i>Wald Test</i>	1.03e+06	Prob>chi2	0.00	575191,11	Prob>chi2	0.00	1.04e+06
<i>LFMV</i>	-20931,244	-		-9139,338	-		-9913,118
<i>Nº Obs</i>	13.169	-		5.989	-		6.079

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Significância: ***significativo a 1%; ** significativo a 5%; NS – Não significativo a 1%;

LFMV = Logaritmo da função de máxima verossimilhança.

Em relação aos resultados apresentados na Tabela 3 verifica-se, nos três modelos analisados, um impacto negativo e significativo da área total na formação do valor bruto da produção (VBP). Apesar de não esperado, este resultado pode estar relacionado ao fato da variável utilizada para este fator representar a área total do estabelecimento, e não apenas a área destinada a lavouras ou pastagens, o que pode limitar a capacidade desta variável em captar corretamente a contribuição da área no estabelecimento. Ademais, parte deste efeito também pode estar sendo explicado por ganhos na produtividade da terra, implicando em maior produção em uma quantidade inferior de terras. Almeida (2012) também encontrou elasticidade negativa para este fator ao analisar a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros.

Quanto à variável *Trabalho*, esta foi estatisticamente significativa e apresentou elasticidade positiva em todos os modelos estimados, como esperado. Entretanto, ao comparar o resultado encontrado entre os estabelecimentos que não realizam atividade não agrícola com os que realizam este tipo de atividade, verifica-se que o impacto do trabalho é relativamente maior neste último grupo de produtores. Este resultado não é surpreendente, pois o fato do trabalhador rural estar envolvido simultaneamente nos dois tipos de atividades pode contribuir para um aumento da sua contribuição marginal na produção agropecuária, aumentando, deste modo, sua participação na formação do VBP. Para este grupo de produtores, um aumento em 10% no total de trabalhadores (familiares ou contratados), estaria associado a um aumento no VBP em 2,8%, em média, enquanto que para os estabelecimentos representativos não pluriativos o aumento no VBP foi, em média, 2,1%. Ressalta-se ainda que, para os estabelecimentos exclusivamente agropecuários, este foi o fator com a menor contribuição para elevação do valor da produção.

No que tange os coeficientes estimados para a variável representativa dos insumos (energia elétrica, corretivo, adubo, fertilizante, semente, sal e rações, medicamentos e transporte da produção), observa-se que a elasticidade encontrada para os estabelecimentos pluriativos foi superior à estimada para o grupo de produtores que não realizaram atividades não agrícolas, sendo ambos os coeficientes positivos e estatisticamente significativos. Além disso, no modelo referente aos estabelecimentos pluriativos, este fator de produção apresentou elasticidade superior à encontrada para a média nacional, indicando que um aumento em 10% nos gastos com insumos estaria associado a uma elevação do valor da produção em cerca de 2,6%. Helfand *et al.* (2015) também identificaram um efeito importante das despesas com insumos sobre o VBP ao estimar fronteiras de produção distintas para cada região do país e considerando diferentes tamanhos dos estabelecimentos, sendo o fator de produção que mais contribuiu para formação do valor da produção na maioria das estimações. Cabe mencionar que o maior resultado encontrado para as propriedades pluriativas era esperado, uma vez que alguns dos insumos que compõe esta variável, como por exemplo energia elétrica, também é utilizado de forma intensiva nas atividades não agrícolas.

Já em relação ao fator capital, este foi estatisticamente significativo e positivo, sendo ainda o fator que mais contribuiu para a formação do VBP nos três modelos estimados. Este resultado é corroborado por Alves *et al.* (2012), ao analisarem a lucratividade da agropecuária brasileira com base na estimação de uma função de produção. Assim como encontrado por estes autores, mais da metade da formação do valor da produção foi explicado pelo fator capital, sendo este efeito ainda maior para os estabelecimentos exclusivamente agrícolas. Para este grupo, um aumento em 10% nesta variável estaria associado a uma elevação de 7,2% no valor da produção da propriedade.

Quanto à hipótese de viés de seletividade amostral na adoção da atividade pluriativa, esta foi estatisticamente confirmada pela significância do coeficiente estimado para a razão inversa de Mills, tanto para os estabelecimentos pluriativos quanto para os exclusivamente

agrícolas. Este resultado sugere que de fato há fatores não observáveis que influenciam a decisão do produtor em adotar atividade não agrícola em seu estabelecimento.

Outro resultado interessante apresentado na Tabela 3 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*) ($\lambda = (\sigma_{\mu} / \sigma_v)$), a qual permite testar a existência significativa da ineficiência técnica. Os valores obtidos foram todos maiores que zero (0,185; 0,677 e 0,228), indicando que, nos três modelos estimados, parte do termo de erro se deve à ineficiência, isto é, a diferença entre o produto observado e a fronteira de produção ótima é devida à ineficiência técnica na utilização dos fatores produtivos.

4.4. Escores eficiência técnica dos estabelecimentos representativos pluriativos e não pluriativos

Após estimadas as fronteiras estocásticas de produção, os escores de eficiência técnica dos estabelecimentos representativos pluriativos e não pluriativos foram obtidos conforme descrito na seção 3.1. Além da eficiência média, na Tabela 4 também são apresentados os desvios padrão, com o intuito de verificar se há dispersão dos dados em relação à média.

Tabela 4 – Média, desvio-padrão, mínimo e máximo dos escores de eficiência técnica para cada situação considerada em relação à atividade não agrícola.

Escores Eficiência Técnica	Nº Obs	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
<i>Amostra Total (Não pareada)</i>	13.169	0.531	0,167	0,000	0,9270
<i>Amostra Pareada</i>					
<i>Não pluriativos</i>	5.989	0,545	0,169	0,000	0,9309
<i>Pluriativos</i>	6.079	0,519	0,169	0,000	0,9306

Fonte: Resultados da Pesquisa.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 4, verifica-se que a eficiência média das fazendas representativas (amostra total) analisadas foi de 53,1%, indicando ser possível melhorar o desempenho produtivo dos estabelecimentos em 46,9%, sem alterar a quantidade utilizada dos fatores de produção. No entanto, ao considerar separadamente os estabelecimentos que não realizam atividade não agrícola e os pluriativos observa-se discrepâncias significativas entre os escores de eficiência técnica dos dois grupos, sendo o primeiro grupo relativamente mais eficiente, em média, se comparado aos estabelecimentos com múltipla atividade no meio rural.

Os resultados encontrados indicam que a eficiência técnica média daqueles estabelecimentos que não são pluriativos foi de 54,5%, indicando que tais produtores podem elevar consideravelmente seu desempenho produtivo por meio de uma alocação mais eficiente dos fatores de produção. Já as propriedades que realizaram atividade não agrícola obtiveram uma eficiência técnica média de 51,9%. Além disso, verifica-se que o maior escore de eficiência técnica para os estabelecimentos dos dois grupos foi semelhante, em torno de 93%.

Em relação aos valores obtidos para os desvios padrão, o alto valor encontrado indica grande heterogeneidade da amostra, tanto para os estabelecimentos pluriativos quanto para aqueles com atividade exclusivamente agropecuária. Essa questão é mais bem evidenciada na Figura 1 abaixo.

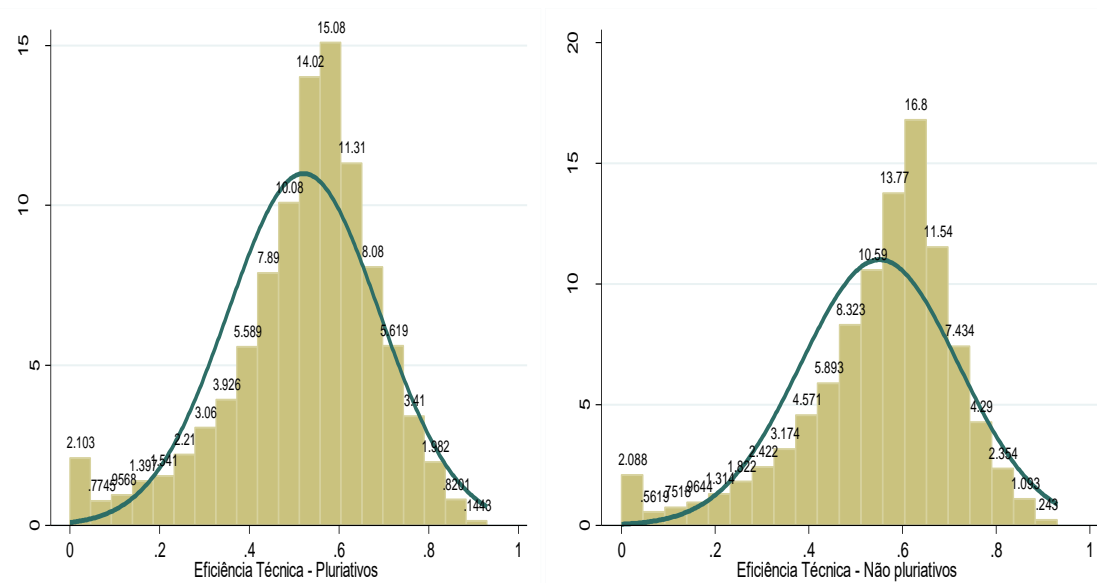


Figura 1 – Distribuição de frequência dos escores de eficiência técnica dos estabelecimentos pluriativos e não pluriativos.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

A Figura 1 apresenta a distribuição de frequência dos escores de eficiência técnica para os dois casos analisados, ou seja, na presença ou não de atividades não agrícolas no estabelecimento agropecuário. Como evidenciado pelo valor do desvio padrão para ambos grupos analisados (0.169), verifica-se, na Figura 1, grande dispersão dos dados em relação à média, refletindo uma amostra bastante heterogênea em relação à eficiência técnica. No entanto, nota-se uma maior concentração de estabelecimentos em níveis mais elevados de eficiência no grupo referente aos não pluriativos. Por exemplo, observa-se que aproximadamente 40% dos produtores não pluriativos se concentram no intervalo de eficiência técnica de 60% a 80%, enquanto que, para os pluriativos, a concentração de estabelecimentos neste mesmo intervalo é de apenas 28%. Estes resultados evidenciam que, em média, os estabelecimentos cuja atividade principal é exclusivamente agrícola, conseguem converter os insumos em valor de produção de forma mais eficiente. Além disso, o menor escore de eficiência técnica encontrado para as propriedades pluriativas pode ser explicado pelo fato desses produtores alocarem parte dos fatores de produção, como por exemplo, trabalho e capital, em atividades complementares, o que implicaria em uma menor taxa de conversão dos mesmos em produtos agropecuários.

5. Considerações Finais

Este trabalho teve como propósito analisar os efeitos da pluriatividade sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros. Para tanto, foi utilizada uma estratégia que combinou o uso do método de pareamento *Propensity Score* com a estimação de fronteiras estocásticas de produção levando em conta o viés de seletividade amostral, de forma a obter escores de eficiência técnica comparáveis entre os grupos e livres de vieses causados por fatores observáveis e não observáveis.

Entre os resultados encontrados, verificou-se que o nível educacional e assistência técnica foram variáveis importantes na explicação da decisão da propriedade em realizar atividade pluriativa. Quanto à fronteira de produção estimada, observou-se que o capital foi o fator que apresentou maior contribuição na formação do valor da produção tanto nas fazendas

representativas pluriativas quanto nas não pluriativas. Além disso, os fatores trabalho e insumos apresentaram maior elasticidade para o grupo de produtores com dupla atividade.

Em relação à eficiência estimada, os resultados sugerem que os estabelecimentos que realizam atividades exclusivamente agrícolas fazem melhor uso dos recursos disponíveis em comparação com os demais, sendo tecnicamente mais eficientes.

Por fim, no sentido de promover um maior desenvolvimento rural no Brasil, reconhece-se o papel relevante que a inserção de atividades não agrícolas pode ter, podendo representar um significativo incremento na renda das famílias. No entanto, para aquelas propriedades que dependem exclusivamente da atividade agropecuária ou que não tem muitas oportunidades para diversificar a fonte de renda, torna-se crucial o desenvolvimento e/ou aperfeiçoamento de políticas públicas de apoio, como o crédito rural, de forma a permitir que elas possam alocar maior montante de recursos produtivos na atividade principal, visto que os resultados encontrados aqui apontam que tais estabelecimentos fazem uso dos fatores de produção mais eficientemente, se comparados aos estabelecimentos pluriativos.

6. Referências

- ALMEIDA, Wallace da Silva; CABRAL, Janaína da Silva; CARNEVALE, Rafaela Maria Graciano. Pluriatividade e discriminação salarial por gênero e raça no mercado de trabalho rural brasileiro (2012). **Revista Espacios**, v.37, n. 22, 2016.
- ALVES, E.; SOUZA, G. S.; ROCHA, D. P. Lucratividade da Agricultura. **Revista de Política Agrícola**, n.2, p. 45-63, 2012.
- 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.
- CHAMBERS, R.G. **Applied production analysis: a dual approach**. Cambridge: Cambridge University Press, 1988. 331p.
- CHAYANOV, A. V. **La organización de la unidad económica campesina**. Tradução de Rosa Maria Rússovich. Buenos Aires: Ediciones Nueva Vision SAIC, 342 p. 1974.
- 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.J.; RAO, D.S.P.; O'DONNELL, C.J.; BATTESE, G.E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. 2nd ed. New York: Springer, 2005. 349p.
- CONCEIÇÃO, J.C.P.R. da. **Fronteira de produção estocástica e eficiência técnica na agricultura**. 1998. 108p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.
- DEBREU, G. The coefficient of resource utilization. **Econometrica**, v.19, n. 3, p. 273- 292, 1951.
- DEL GROSSI, M. E.; SILVA, J. G. da. A pluriatividade na agropecuária brasileira em 1995. **Estudos Sociedade e Agricultura**, v.11, n. 1, p.26-52, 1998.
- ESCHER, F.; SCHNEIDER, S.; SCARTON, L. M.; CONTERATO, M. A.. Caracterização da pluriatividade e dos plurirrendimentos da agricultura brasileira a partir do Censo Agropecuário 2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 52, n. 4, p. 643-668, 2014.
- FARREL, M. J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.

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.

GREENE, W. H. **Econometrics analysis**. 7ª ed. Prentice Hall, 1188p. 2011.

GREENE, W. H. **The econometric approach to efficiency analysis**. In: The measurement of productive efficiency. New York: Oxford University Press, p.68-119, 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.

IMORI, D. **Eficiência produtiva da agropecuária familiar e patronal nas regiões brasileiras**. Dissertação (Mestrado em Ciências) Universidade de São Paulo. 127 p, 2011.

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.

KAUTSKY, K. **A questão agrária**. Portugal: Proposta, 1980.

KOOPMANS T. **Activity analysis of production and allocation**. John Wiley & Sons, New York. 1951.

LIMA, Joao Ricardo; PIACENTI, Carlos Alberto. O Papel das Rendas Não-Agrícolas para Redução da Pobreza e Concentração na Região Sul. **Análise Econômica**, v. 27, n. 52, 2009.

LIMA, L. R. **Recursos e desempenho de propriedades cafezeiras de Minas Gerais**. Lavras, MG:UFLA, 2012. Tese (Doutorado em Administração) – Universidade Federal de Lavras, Lavras.

MARAFON, G. J.. AGRICULTURA FAMILIAR, PLURIATIVIDADE E TURISMO RURAL: reflexões a partir do território fluminense. **Campo-Território: Revista de Geografia Agrária**, v. 1, n. 1, 2006.

MDA – Ministério do Desenvolvimento Agrícola. Política Nacional de Assistência Técnica e extensão Rural, 2007. Disponível em: www.mda.gov.br/sitemda/sites/sitemda/files/user_arquivos_64/Pnater-4.doc. Acesso em: 17 de março de 2017.

MEEUSEN, W.; VAN den BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb Douglas production functions with composed error. **International Economic Review**, Philadelphia, v. 18, p. 435-444, 1977.

NASCIMENTO, C. A.. A pluriatividade das famílias rurais no Nordeste e no Sul do Brasil: pobreza rural e políticas públicas. **Economia e Sociedade**, v. 18, n.36, p. 317-348, 2009.

NEY, Marlon Gomes; HOFFMANN, Rodolfo. A contribuição das atividades agrícolas e não-agrícolas para a desigualdade de renda no Brasil rural. **Economia Aplicada**, v. 12, n. 3, p. 365-393, 2008.

OLIVEIRA, H. N. C.. **Eficiência produtiva dos estabelecimentos agropecuários brasileiros: uma análise para grupos de área total**. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) Universidade Federal de Viçosa. 57 p. 2013.

REARDON, T.; BERDEGUÉ, J.; ESCOBAR, G.. Rural nonfarm employment and incomes in Latin America: Overview and policy implications. **World Development**, v. 29, n. 3, p. 395-409, 2001.

REIS, R. P.; RICHETTI, A.; LIMA, A. L. R. Eficiência econômica na cultura do café: um estudo no sul de minas gerais. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, Lavras, v. 7, n. 1, p. 50-59, 2005

SCHNEIDER, S.. A pluriatividade como estratégia de reprodução social da agricultura familiar no Sul do Brasil. **Estudos sociedade e agricultura**, v.16, n.1, p. 164-184, 2001.

SCHNEIDER, S..**A Pluriatividade na Agricultura Familiar**. Porto Alegre: UFRGS. 2003.

SCHNEIDER, S..**A pluriatividade no meio rural brasileiro: características e perspectivas para investigação**. In: GRAMMONT, H. C; MARTINES VALLE, L. (Org.) La pluriactividad en el campo latinoamericano. 1ª ed. Quito/Equador: Ed. Fiasco – Série Foro, v. 1, p. 132-161, 2009.

SCHNEIDER, S.; FIALHO, M. A. V.. Atividades não agrícolas e turismo rural no Rio Grande do Sul. **Turismo rural: ecologia, lazer e desenvolvimento**. Bauru: EDUSC, p. 15-50, 2000.

SHEPHARD, R. **Cost and production functions**. Princeton: Princeton University, 1953.

SILVA, J. G. da. O novo rural brasileiro. **Nova economia**, v. 7, n. 1, 1997.

_____. Velhos e novos mitos do rural brasileiro. **Estudos avançados**, v. 15, n. 43, p. 37-50, 2001.

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) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1996.

SOUZA, G. da S. e; GOMES, E. G.; GAZZOLA, R. **Eficiência técnica na agricultura brasileira: uma abordagem via fronteira estocástica**. Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA. Anais e Proceedings de eventos, 2010. Disponível em: <<https://www.embrapa.br/busca-de-publicacoes/-/publicacao/866987/eficiencia-tecnica-na-agricultura-brasileira-uma-abordagem-via-fronteira-estocastica> >. Acesso em março de 2015.

TUPY, O.; SHIROTA, R. Eficiência econômica na produção de frango de corte. **Informações Econômicas**. São Paulo, v.28, n.10, p.25-40, 1998.