

Fatores que Afetam a Eficiência Técnica de Produção em Assentamentos Rurais: fronteira estocástica e *Two-Limit Tobit*¹

Carlos Vinícius Santos Reis², Tito Belchior Silva Moreira³ e Olivier François Vilpoux⁴

Resumo: Este artigo contribui para a literatura ao avaliar os fatores que influenciam a eficiência técnica de produção agrícola em assentamentos da reforma agrária no estado de Mato Grosso do Sul. Para a pesquisa, 429 estabelecimentos rurais foram selecionados no período de 2009 a 2010. Quanto à análise de dados, a metodologia de Fronteira Estocástica de Produção foi utilizada, com especificação da função minceriana ajustada para estimar os níveis de eficiência técnica. Em seguida, aplicou-se o método de regressão *Two-Limit Tobit* para estimar os efeitos sobre a eficiência técnica de várias características socioeconômicas dos assentados. A análise revela que a média do escore da eficiência técnica é igual a 54,5%, o que sugere grande margem para ganhos de produtividade nos estabelecimentos por meio da melhor utilização dos recursos disponíveis. O estudo demonstra que políticas públicas (crédito rural, assistência técnica, diversificação e associativismo) para assentados com nível de escolaridade formal menor que quatro anos não são eficazes para alcançar ganhos de produtividade. Nesta situação encontram-se 80% dos estabelecimentos visitados. São necessárias melhorias nos serviços de educação formal para ir além deste limite. Com isso, os ganhos adicionais de produtividade seriam obtidos por novos investimentos em capital humano e fatores relacionados.

Palavras-chaves: análise de fronteira estocástica, assentamento, eficiência técnica, reforma agrária, *Two-Limit Tobit*.

Abstract: *This article contributes to the literature to assess the factors that influence the technical efficiency of agricultural production in agrarian reform settlements in Mato Grosso do Sul state. For the study, 429 farms were selected from 2009 to 2010. In relation to the data analysis, we used the methodology of Stochastic Frontier Production, specifying the mincerian function adjusted to estimate the technical efficiency levels. Then, the Two-Limit Tobit regression method was applied to estimate the effects on technical efficiency of various socioeconomic characteristics of the settlers.*

1. Data de submissão: 10 de outubro de 2016. Data de aceite: 29 de outubro de 2017.

2. Universidade Católica de Brasília (UCB). Brasília, Distrito Federal. Brasil. E-mail: vreis@ucb.br

3. Universidade Católica de Brasília (UCB). Brasília, Distrito Federal. Brasil. E-mail: tito@ucb.br

4. Universidade Católica Dom Bosco (UCDB). Campo Grande. Mato Grosso do Sul. Brasil. E-mail: vilpoux@ucdb.br

The analysis reveals that the average technical efficiency score is equal to 54.5%, suggesting significant scope for productivity gains in establishments through better use of available resources. The study shows that public policies (rural credit, technical assistance, diversification and associations) for settlers with level of formal education lower than four years are not effective to achieve productivity gains. There are 80% of the establishments visited in this situation. Improvements are required in the formal education services to go beyond this limit. Thus, the additional productivity gains would be achieved by new investments in human capital and related factors.

Key-words: land reform, settlement, stochastic frontier analysis, technical efficiency, Two-Limit Tobit.

Classificação JEL: C1, J24, Q1.

DOI: <http://dx.doi.org/10.1590/1234-56781806-94790560303>

1. Introdução

O papel crucial da eficiência para o aumento da produção agrícola tem sido amplamente reconhecido por pesquisadores e formuladores de políticas públicas no Brasil, entre eles Guanziroli (1994), Bittencourt *et al.* (1998), Albuês (2001), Fernández e Ferreira (2004) e Navarro e Campos (2013). Não é nenhuma surpresa, portanto, que um esforço considerável tem sido dedicado à análise de eficiência da produção agrícola nos estados brasileiros. Uma premissa subjacente ao trabalho é que se os agricultores não estão fazendo uso eficiente da tecnologia existente, os esforços destinados a melhorar a eficiência seriam mais rentáveis do que a introdução de novas tecnologias como meio de aumentar a produção agrícola.

Diante da reconhecida necessidade de aumentar a produção doméstica de produtos agrícolas, este trabalho fornece informações que atendam às seguintes perguntas: Quais insumos de produção têm maiores impactos na renda dos assentados da reforma agrária? E quais os fatores que contribuem para a melhoria da eficiência técnica de produção desses assentados?

O objetivo deste estudo é avaliar os ganhos de produtividade através da melhoria da eficiência técnica (ET) dos assentados da região de Mato Grosso do Sul, Centro-Oeste do Brasil, bem como estimar a eficiência técnica e medir seus efeitos dados os fatores exógenos à produção, mas que supostamente contribuem para um melhor desempenho de produção.

Para alcançar esse objetivo, os métodos de Análise de Fronteira Estocástica (SFA) e regressão *Two-limit Tobit* são aplicados para estimar a ET que fornece a base para medir o nível de desempenho de cada estabelecimento

agropecuário e avaliar os efeitos de diversas características socioeconômicas dos agricultores. O estudo tem implicações políticas, porque não só fornece medidas empíricas de índices de eficiência técnica, mas também identifica as principais variáveis que estão correlacionadas com estes índices. Desta forma, a análise realizada vai além da grande parte da literatura publicada sobre a eficiência tendo em vista que muitas pesquisas nesta área de análise de produtividade se concentram exclusivamente na medição de eficiência técnica.

A concentração de terras, a extensão das explorações agrícolas e a importância do sector agrícola explicam a importância de Mato Grosso do Sul para a reforma agrária e justificam a seleção desse estado para a pesquisa. Em 2003, Mato Grosso do Sul foi o estado com a terceira maior concentração de terra, com índice de Gini de 0,81, igual ao estado da Bahia, e logo atrás dos estados da região Amazônica. Mato Grosso do Sul é o estado com a maior área média por estabelecimento, mais de 400 hectares, na frente dos estados do Norte, com média de 141 ha (GIRARDI, 2008).

O artigo está organizado da seguinte forma: na seção 2 apresentam-se as pesquisas anteriores que têm lidado com problemas semelhantes; na seção 3 detalha-se uma revisão da metodologia de Análise de Fronteira Estocástica e estimativa de Tobit; na seção 4 são discutidos os resultados e, finalmente, na seção 5 algumas considerações finais são delineadas.

2. Referencial teórico

A literatura sobre a eficiência técnica (ET) na agropecuária brasileira é emergente, principalmente quando

políticas públicas são implementadas para melhorar a produtividade da agricultura familiar e patronal na economia. Contudo, pouco se tem estudado sobre os fatores que afetam a eficiência técnica da agricultura nas questões do uso de assistência técnica, em participar de cooperativismo, do acesso ao crédito rural, investimento em capital humano e, principalmente, quanto aos estudos voltados às famílias assentadas em áreas rurais.

O termo eficiência descreve a produção máxima atingível em utilizar insumos disponíveis. A produção é eficiente se não pode melhorar qualquer de seus insumos ou produto sem piorar alguns dos seus outros insumos ou produtos. A eficiência pode ser aumentada através da minimização de insumos, mantendo constante ou maximizando a produção ao mesmo tempo em que mantém o insumo constante ou uma combinação de ambos. Isso pode aumentar a eficiência (KOOPMANS, 1951). A eficiência técnica envolve aspectos físicos da produção. Assim, a produção é tecnicamente eficiente quando não há a possibilidade de substituir um processo produtivo por outro capaz de obter o mesmo nível de produção com uma quantidade inferior de insumos.

Em termos globais, há uma vasta gama de pesquisas empíricas para estimar a eficiência técnica dos agricultores nos países desenvolvidos e em desenvolvimento (MOOCK, 1981; MOHAPATRA, 2013; COELLI, 1995; BATTESE, 1992). Em estudos no País, Marinho e Carvalho (2004) estimaram a eficiência técnica da agricultura para os estados brasileiros em 80,7%, a partir dos dados do Censo Agropecuário de 1970-1996. Araújo e Bonjean (1999) estimaram a média da eficiência técnica em 86,7% para 100 pequenos agricultores dos estados brasileiros. Souza *et al.* (2010) estimaram a eficiência técnica para 27 estados brasileiros com dados do Censo Agropecuário (2006), onde os resultados sugerem ganhos substanciais na produção agropecuária, dada a tecnologia existente. Os autores constataram que a produção pode aumentar de 11% (estados mais produtivos) a 50% (estados menos produtivos), em média. As diferenças regionais brasileiras das eficiências técnicas são consideráveis. No entanto, estudos que identificam os fatores que afetam a eficiência técnica dos produtores agrícolas ainda é parco em publicações, e mais especificamente, sobre produtores provenientes da reforma agrária.

Taylor e Shonkwiler (1986), os primeiros a investigar o efeito sobre a eficiência técnica no setor agrícola

brasileiro, avaliaram os resultados de duas estimativas para comparar o efeito do crédito subsidiado sobre a eficiência técnica de produção para 433 agricultores tradicionais da região de Minas Gerais, Brasil. A análise consistiu em comparar duas estimativas de eficiência técnica: a primeira apenas com os produtores que não obtiveram crédito subsidiado e a segunda com aqueles que obtiveram crédito. A estimação da eficiência técnica foi feita por fronteira estocástica de produção, com o método de Mínimos Quadrados Ordinários Corrigidos (COLS), com especificação Coob-Douglas e distribuição gama para a eficiência técnica. Tendo como variável endógena o “valor da produção” e variáveis explicativas a “terra”, “mão de obra” e “materiais intermediários”. O resultado demonstrou impacto substancial sobre a eficiência técnica para os agricultores participantes do crédito, para os quais a eficiência técnica foi três vezes maior do que para os não-participantes.

Outros métodos mais complexos foram implementados para medir o efeito de variáveis casuais sobre a ET na produção agropecuária. O método mais comumente utilizado foi o modelo em dois estágios. O primeiro estágio consiste em estimar o escore de eficiência técnica por Análise Envolvória de Dados (DEA) ou por Análise de Fronteira Estocástica (SFA), os mais difundidos na literatura. No segundo estágio, estimou-se por regressão Tobit os efeitos sobre a ET.

Otsuki (1999) usou a DEA e a regressão Tobit Censurado no segundo estágio para responder se a posse do título da terra do agricultor melhora a eficiência de produção de produtos agrícolas e madeireiros na Amazônia. O autor usou dados de 257 municípios na Amazônia brasileira nos anos de 1985 e 1995. O resultado indicou que o direito de propriedade da terra pode induzir um aumento significativo na produtividade total dos fatores.

Magalhães *et al.* (2011) avaliaram dados empíricos de 308 assentamentos dos estados do Ceará, Maranhão e Minas Gerais. Eles estimaram, no primeiro estágio, a eficiência técnica e econômica com especificação Coob-Douglas. No segundo estágio foram utilizadas as variáveis educação formal, assistência técnica, uso do crédito, participação coletiva na produção e participação do consumo para explicar a ineficiência técnica de produção. Os resultados indicam que a educação, a assistência técnica e o crédito não foram significantes para afetar a eficiência técnica na amostra dada. A des-

crição dos dados reporta que a escolaridade média é de dois anos, que 22% dos assentados receberam assistência técnica e 50% se utilizam do crédito. Na análise demonstrou-se a importância da educação para garantir maior ganho de aprendizagem sobre a assistência técnica e o acesso ao crédito em busca de uma maior eficiência na produção.

Imori, Guillhoto e Postali (2012) analisaram os fatores que afetam o desempenho dos estabelecimentos agropecuários do Brasil, com base nos dados do Censo Agropecuário (2006). Compararam as eficiências técnicas dos estabelecimentos familiares e patronais. Estimaram o efeito sobre a ineficiência técnica com método simultâneo por SFA em dados de painel, proposto por Battese e Coelli (1995), com especificação Coob-Douglas e Trans-Log. Para variáveis explicativas da ineficiência técnica utilizou-se: o capital humano (educação formal e anos de experiência na direção do estabelecimento), o crédito e outras variáveis contextuais. Os resultados indicaram que os produtores patronais têm maior desempenho em relação aos familiares. O crédito, variável de maior impacto, e a educação formal foram importantes fatores apontados para redução da ineficiência técnica brasileira.

3. Metodologia

Nesta seção são abordadas as metodologias adotadas para análise da eficiência técnica dos agricultores dos assentamentos de Mato Grosso do Sul. A seção está dividida em duas partes: a primeira compõe um modelo com especificação de Análise de Fronteira Estocástica de Produção (SFA) para estimar o escore da Eficiência Técnica e, na segunda, o modelo tem especificação Two-limit Tobit para estimar os impactos das variáveis exógenas à produção na eficiência técnica.

3.1. Análise de fronteira estocástica

A fronteira estocástica de produção, desenvolvido por Battese e Coelli (1998), Aigner *et al.* (1977), Meeusen e Broeck (1977) e Kumbhakar e Lovell (2000), foi utilizada neste estudo para estimar os efeitos marginais de produção e o escore de eficiência técnica (ET). Estabelece-se, para o estudo, que as unidades produtivas têm função de produção representada pela componente determinística $f(x_i, \beta)$ que forma a fronteira de

produção. Uma gestão de produção sem erro ou eficiência na aplicação de insumos, dada pela equação

$$q_i = f(x_i, \beta) \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (1)$$

em que q_i representa o valor observado da produção agrícola da i -ésima unidade produtiva, x_i é um vetor ($1 \times K$) que contém as quantidade de *input*, β é um vetor de parâmetros tecnológicos ($K \times 1$) e $f(x_i, \beta)$ é a tecnologia de produção com especificação exponencial do tipo

$$f(x_i, \beta) = \exp(x_i, \beta) \quad (2)$$

Essa fronteira de produção assume distúrbios ou choque aleatórios de variáveis não observáveis, como fenômenos da natureza. Para alcançar estes distúrbios introduz-se uma componente de erro, v_i , para a construção da fronteira estocástica de produção, a seguir:

$$q_i^* = f(x_i, \beta) \exp(v_i) \quad (3)$$

A função de produção estocástica observada q_i pode não estar produzindo potencialmente o máximo, dada a quantidade de insumo, fato que poderia ser devido a algum grau de ineficiência de gestão na produção. Neste caso, a função de fronteira estocástica insere outro componente de erro chamado de eficiência técnica, ET_i , para absorver esse efeito, dado a seguir:

$$q_i = f(x_i, \beta) \exp(v_i) ET_i \quad (4)$$

O modelo de fronteira estocástica tem a finalidade de estimar os efeitos da ineficiência técnica de produção. O método para mensurar a eficiência técnica, ET_i , orientado a input, é a taxa da produção observada q_i em relação à fronteira estocástica de produção q_i^* , dado por

$$ET_i = \frac{q_i}{q_i^*} = \frac{q_i}{f(x_i, \beta) \exp(v_i)} \quad (5)$$

em que ET_i é a eficiência técnica que mede o nível de eficiência da unidade produtiva i ; ET_i deve estar no intervalo de]0,1]. Se $ET_i = 1$, a unidade produtiva atinge o produto ótimo e está localizada na fronteira estocástica de produção q_i^* . Quando $ET_i < 1$, a unidade produtiva não está fazendo o máximo com os insumos x_i para dada tecnologia de produção $f(x_i, \beta)$. Dado que o produto assume ser estritamente positivo, isso é, $q_i > 0$, o escore de eficiência técnica é assumido ser estritamente positivo, $ET_i > 0$.

Tomando o logaritmo natural de ambos os lados, obtém-se:

$$\ln(q_i) = \ln f(x_i, \beta) + v_i + \ln(ET_i) \tag{6}$$

A função de produção é linear nos logs. Define-se componente de ineficiência como $-\ln(ET_i) = u_i \geq 0$ com $ET_i =]0,1]$, censurado em 0 e 1. Resolvendo o logaritmo da equação, (6) obtém-se o seguinte modelo de fronteira estocástica de produção para dados *cross-section*

$$y_i = x_i\beta + v_i - u_i \tag{7}$$

$$\varepsilon_i = v_i - u_i$$

$$v_i \sim iid N(0, \sigma_v^2)$$

$$u_i \sim iid N^+(0, \sigma_u^2)$$

em que y_i representa o logaritmo da produção, $\ln(q_i)$. O termo erro ε_i é composto pela diferença do termo erro idiossincrático, v_i , assumindo ser uma variável aleatória com distribuição normal, independente e identicamente distribuída, com média zero e variância σ_v^2 ; o termo erro de ineficiência, u_i , é uma variável aleatória com distribuição seminormal não negativa, independente e identicamente distribuídas com variância constante σ_u^2 ; u_i e v_i são não correlacionados e independentes dos regressores.

Para estimar o termo de eficiência técnica, o modelo de fronteira estocástica baseia-se em dois passos: no primeiro estimam-se os parâmetros de $\hat{\theta}$ obtidos pela função de máxima verossimilhança $L(\theta | \varepsilon_i)$, onde $\theta = (\beta, \sigma_u^2, \sigma_v^2)$. No segundo passo, para estimação do termo de ineficiência, u_i , obtém-se a média da distribuição condicional, denominada $f(u_i | \hat{\varepsilon}_i)$, em que $\hat{\varepsilon}_i = y_i - x_i\hat{\beta}$.

Para a construção da função de máxima verossimilhança inicia-se com a função de densidade conjunta de u_i e ε_i , dado que $\varepsilon_i = v_i - u_i$, proposto por Kumbhakar e Lovell (2000), na forma

$$g(u_i, \varepsilon_i) = \frac{2}{2\pi\sigma_u\sigma_v} \exp\left\{-\frac{u_i^2}{2\sigma_u^2} - \frac{(\varepsilon_i + u_i)^2}{2\sigma_v^2}\right\} \tag{8}$$

Seguida da função de densidade marginal de ε_i obtida pela integral da função de densidade conjunta $g(u_i, \varepsilon_i)$ em relação a u_i , dada por

$$\begin{aligned} g_\varepsilon(\varepsilon_i) &= \int_0^\infty g(u_i, \varepsilon_i) du \\ &= \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} \left[1 - \Phi\left(\frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right)\right] \exp\left\{-\frac{\varepsilon_i^2}{2\sigma^2}\right\} \\ &= \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma}\right) \Phi\left(-\frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right) \end{aligned} \tag{9}$$

em que $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$, $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$, $\Phi(\cdot)$ e $\phi(\cdot)$ as funções de densidade acumulada e densidade normal padrão, respectivamente.

Para estimar os parâmetros de θ por função de máxima verossimilhança, toma-se a densidade conjunta de n observações independentes e identicamente distribuídas composta pelo produto das densidades individuais da equação (9), dada por:

$$L(\theta | \varepsilon_i) = \prod_{i=1}^n g_\varepsilon(\varepsilon_i | \theta) \tag{10}$$

Tomando o log da função de máxima verossimilhança:

$$\begin{aligned} \ln L(\theta) &= \sum_{(i=1)}^n \ln g_\varepsilon(\varepsilon_i | \theta) = \lambda(\theta | \varepsilon_i) \\ \lambda(\theta | \varepsilon_i) &= \sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \ln\left(\frac{2}{\pi}\right) - \ln \sigma + \ln \Phi\left(-\frac{\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right) - \frac{\varepsilon_i^2}{2\sigma^2} \right\} \end{aligned} \tag{11}$$

Os parâmetros β , σ e λ são obtidos pelas condições de primeira ordem da maximização da função de verossimilhança, equação (11).

A segunda etapa consiste em estimar o escore de eficiência técnica, ET_i , pois a equação (11) apenas estima os parâmetros de θ , mas não o componente erro de ineficiência u_i , necessário para obter a eficiência técnica. Para estimar o u_i , aplica-se a média da distribuição condicional $g(u_i | \varepsilon_i)$, proposta por Jondrow *et al.* (1982) e Battese e Coelli (1988), a seguir:

$$\hat{u}_i = E(u_i | \varepsilon_i) = u_i + \sigma \cdot \left\{ \frac{\phi(-u_i/\sigma)}{\Phi(u_i/\sigma)} \right\} \tag{12}$$

em que $\hat{u}_i = -\varepsilon_i\sigma_u^2/\sigma^2$ e $\sigma = \sigma_u\sigma_v/\sigma$. E por fim, a estimativa da eficiência técnica é

$$ET_i = \exp(-\hat{u}_i) \tag{13}$$

3.2. Função da eficiência técnica

A análise de Fronteira Estocástica foi usada para estimar a fronteira de produção, dada a entrada física de quantidades de insumos de capital humano e características de produção, e foram obtidos os escores de eficiência técnica (ET) das unidades de produção do i -ésimo produtor.

Para o segundo modelo, devido ao fato de a faixa limite da ET situar-se entre 0 e 1, a análise de regressão Tobit, censurada em 0 ou 1 foi usada para estimar

os efeitos de características dominantes do processo de produção sobre a ET de produção. A regressão segue o modelo clássico de Tobit, definido por Tobin (1958). Outros autores, como Greene (2011), Maddala (2006), McDonald (2009), Cameron e Trivedi (2010), Souza e Staub (2007) e Belotti *et al.* (2012), também contribuíram para a formação do método de análise.

O modelo estrutural, estimada pelo software Stata 12 no modo *Two-limit Tobit*, é especificada como uma variável latente contínua, ET^* , não observável, descrita por Cameron e Trivedi (2010) na forma:

$$ET_i^* = z_i\alpha + \delta_i, \quad i = 1, \dots, n \tag{14}$$

com

$$\delta_i \sim N(0, \sigma^2)$$

em que z_i denota o vetor ($1 \times K$) com uma constante e $K - 1$ variáveis explicativas da eficiência técnica da i -ésima unidade produtiva; α um vetor ($K \times 1$) de parâmetros a ser estimados associados às variáveis exógenas z_i ; e δ_i o vetor ($K \times 1$) composto de termos de erros aleatórios assumindo ter distribuição normal, média zero, variância σ^2 , e ser não correlacionado com os regressores.

A variável observada ET é relacionada à variável latente ET^* por meio da seguinte regra:

$$ET = \begin{cases} l & \text{se } ET_i^* \leq l \\ ET_i^* & \text{se } l < ET_i^* < u \\ u & \text{se } ET_i^* \geq u \end{cases} \tag{15}$$

em que os valores observados do escore ET_i são censurados no valor ET_i^* , com censura no limite inferior, $l = 0$, e limite superior, $u = 1$.

A função de verossimilhança para a i -ésima observação do modelo Two-limit Tobit, discutida em detalhes em McDonald (2009), Souza (2006) e Burkey e Harris (2003), é dada por:

$$L(\alpha, \sigma) = \prod_{i=1}^n \Phi \left[\frac{l - z_i\alpha}{\sigma} \right]^{d_{i0}} \prod_{i=1}^n \left[\frac{1}{\sigma} \phi \left(\frac{ET_i - z_i\alpha}{\sigma} \right) \right]^{d_{i1}} \prod_{i=1}^n \left[1 - \Phi \left(\frac{u - z_i\alpha}{\sigma} \right) \right]^{d_{i2}} \tag{16}$$

em que $\Phi(\cdot)$ e $\phi(\cdot)$ são as funções de distribuição acumulada e densidade de probabilidade da normal

padrão, respectivamente. Para cada observação, um dos expoentes d_{ij} ($j = 0, 1, 2$) terá um valor $d = 1$, dependendo se censurado no limite inferior, $l = 0$, se está no intervalo entre os dois limites, ou se censurado no limite superior, $u = 1$, respectivamente. Todos os outros expoentes terão valor $d = 0$.

O valor esperado de ET_i no intervalo entre l e u é:

$$\int_l^u ET_i \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\phi((ET_i - z_i\alpha)/\sigma)}{\Phi_{2i} - \Phi_{1i}} \right] dET \tag{17}$$

em que Φ_{1i} e Φ_{2i} representam as funções de distribuição acumulada da normal padrão, estimadas em $(l - z_i\alpha)/\sigma$ e $(u - z_i\alpha)/\sigma$, respectivamente. O valor esperado condicional é outra forma de representar a equação (18), sem o uso de integral na variável dependente, demonstrado por Maddala (2006) como:

$$E(ET_i | z_i, l < ET_i^* < u) = z_i\alpha + \sigma \frac{\phi_{1i} - \phi_{2i}}{\Phi_{2i} - \Phi_{1i}} \tag{18}$$

em que ϕ_{1i} e ϕ_{2i} representam as funções de densidade da normal padrão, estimadas em $(l - z_i\alpha)/\sigma$ e $(u - z_i\alpha)/\sigma$, respectivamente. A expressão também pode ser usada para estimar a mudança no valor esperado de ET , dado uma mudança na variável condicional z_{ik} .

Para análise dos efeitos marginais das variáveis explicativas do modelo Two-limite Tobit foram calculadas as derivadas parciais como uma variação na esperança condicional de ET censurada, resultante de um aumento de uma unidade na variável explicativa. Como a variável ET está na forma de taxa unitária, $[0, 1]$, é necessário multiplicar o efeito marginal por 100 para apresentar o resultado para a análise em taxa percentual. O efeito marginal é dado por Cong (2000) e McDonald (1980):

$$\frac{\partial E(ET_i | z_i, l < ET_i^* < u)}{\partial z_k} = \alpha_k \Phi \left(\frac{z_i\alpha}{\sigma} \right) \tag{19}$$

4. Estruturação dos dados e análise dos resultados

Existe uma carência de dados secundários de fontes oficiais de variáveis de modelos de produção agrícola no Brasil, principalmente aqueles que afetam a eficiência de produção. Por isso, tornou-se necessário buscar dados diretamente de fonte primária em

estabelecimentos rurais da reforma agrária. Os dados empíricos usados para este estudo vêm de entrevistas sobre questões socioeconômicas e ambientais realizadas em 19 assentamentos agrícolas, localizados em 18 municípios do estado de Mato Grosso do Sul, durante o período de 2009-2010. Os municípios foram escolhidos para representar as diferentes regiões do estado.

Para cada assentamento foram escolhidos aleatoriamente de 20 a 30 assentados para a pesquisa, totalizando 429 assentamentos agrícolas. Este conjunto de dados contribuiu para conduzir a análise da fronteira estocástica de produção e estimar a equação de Tobit para captar os efeitos na eficiência técnicas das covariáveis relacionadas à produção.

4.1. Perfil da amostra de dados

A base da amostra é formada por agricultores assentados, definidos como minifundiários ou de pequenas propriedades⁵, com produção de produtos de origem vegetal e animal, gestão do estabelecimento no âmbito familiar e renda familiar predominantemente originada de atividades econômicas vinculadas ao próprio estabelecimento.

As estatísticas resumidas para as variáveis utilizadas na análise estão apresentadas a partir das informações fornecidas na Tabela 1. A variável valor total de produção mensal foi obtida pelo cálculo da quantidade produzida anualmente de cada produto (culturas, animais, leites etc) vezes o valor do produto (preço de comercialização). Em seguida, o valor anual de cada produto foi dividido por 12, para obtenção do valor mensal. Esse valor total de produção mensal é composto pela participação da produção comercializada (valor de venda) e da produção usada para consumo próprio (valor de consumo).

A média do valor da produção mensal foi de R\$ 1.122,53, valor para 2009. Produzir para consumo é uma característica da agricultura de base familiar. Nesta amostra, 98% dos estabelecimentos também destinavam parte de sua produção para consumo e 2% produziam apenas para venda. Da produção total, o

consumo próprio representava média de 19,6% da produção total.

A Tabela 1, a seguir, reporta também o tamanho dos lotes, que em média foi de 19,85 hectares de extensão, sendo o maior estabelecimento com 87 hectares, dimensão característica de pequena propriedade⁶ e que indica a ocupação pelo entrevistado de vários lotes. A formação da variável mão de obra considera três aspectos: a mão de obra familiar, a contratada e a mão de obra da família empregada fora do estabelecimento. Neste estudo utiliza-se apenas a mão de obra empregada fora do estabelecimento para explicar a sua contribuição na eficiência técnica. A atividade na agricultura nos estabelecimentos é predominantemente da própria família, com quatro trabalhadores, em média, e a mão de obra da família fora do estabelecimento é, em média, de 1 (um) trabalhador.

Os gestores dos assentamentos que tiveram experiência em atividades agrícolas antes de assentados representam 77% na amostra. O tempo médio do gestor em atividades agrícolas no estabelecimento foi de aproximadamente nove anos; isso demonstra que as propriedades ainda são relativamente jovens⁷. Para a educação formal do gestor da propriedade, 79% têm escolaridade inferior ou igual a quatro anos e 19,9% são analfabetos ou alfabetizados. O uso de consultoria de assistência técnica pública pelos gestores é pouco abrangente. Apenas 22% dos estabelecimentos tiveram este serviço e com baixa frequência (Tabela 1).

Com referência aos agricultores que receberam recursos financeiros desde que começaram no assentamento, 80% fizeram uso do crédito rural. A Tabela 1 demonstra que, em média, cada estabelecimento recebeu R\$ 11.065,38 para uso em custeio ou investimento no estabelecimento. Outra variável de estudo é o índice de diversificação⁸ de produtos agropecuários.

5. O imóvel rural classificado como minifúndio tem área menor que 1 (um) módulo fiscal e o de pequena propriedade tem área compreendida entre 1 (um) e 4 (quatro) módulos fiscais, em conformidade com art. 4º da Lei nº 8.629/93.

6. O tamanho do módulo fiscal em hectare depende da localização do município e do tipo de exploração predominante na região, conforme Artigo 11 do Decreto nº 55.891/1965. Em Mato Grosso do Sul, o tamanho do módulo fiscal varia de 15 a 110 hectares, o que caracteriza pequeno agricultor até 440 hectares.

7. Com tempo de permanência maior, os assentamentos acabam sendo emancipados. Os produtores recebem o título de propriedade de suas terras e deixam de ser considerados como assentados. Assentamentos emancipados não foram considerados na análise.

8. O índice de diversificação de produtos, baseado no método de Herfindahl-Hirschman (IHH), foi ajustado para medir o grau de concentração de tipos de cultivos

Tabela 1. Estatística descritiva para os modelos de fronteira estocástica e eficiência técnica

Variáveis	Média	Erro-padrão	Mínimo	Máximo
Valor de produção ao mês (em R\$)	1 122,53	1 382,10	15,10	15 335,30
Valor de venda (em R\$)	901,52	1 382,00	0,00	15 335,30
Valor Consumo (em R\$)	220,59	212,77	0,00	2 098,08
Valor de venda <i>per capita</i> (em R\$)	402,94	726,11	7,50	10 109,30
Mão de obra	3,52	1,53	1,00	9,00
Mão de obra fora do estabelecimento	1,28	1,75	0,00	9,00
Educação do gestor (anos)	4,18	3,13	0,00	16,00
Educação ≤ 4 anos (<i>dummy</i>)	0,79	0,40	0,00	1,00
Fundamental (<i>dummy</i>)	0,10	0,30	0,00	1,00
Médio (<i>dummy</i>)	0,05	0,21	0,00	1,00
Superior (<i>dummy</i>)	0,01	0,10	0,00	1,00
Assistência técnica (<i>dummy</i>)	0,22	0,41	0,00	1,00
Tempo no estabelecimento (anos)	8,83	2,76	1,00	15,00
Experiência na agricultura (<i>dummy</i>)	0,77	0,42	0,00	1,00
Área do estabelecimento (em hectares)	19,85	7,13	7,20	87,00
Área por pessoa (hectares/pessoa)	7,34	6,39	1,20	65,25
Crédito após assentado (em R\$)	11 065,38	9 051,07	0,00	100 000,00
Diversificação de produtos [0, 1]	0,44	0,21	0,00	0,85
Número de produtos agropecuários	4,18	1,80	1,00	11,00
Associação ou cooperativa (<i>dummy</i>)	0,63	0,48	0,00	1,00

Total de 429 estabelecimentos agrícolas visitados em 2009-2010.

Variável *dummy* (sim = 1; não = 0).

Fonte: Elaborado pelos autores.

Este índice mede a concentração de tipos de cultivos no estabelecimento. Em média, o índice de diversificação foi de 0,44, que corresponde à produção de quatro tipos de cultivos. Por último, 63% dos assentados participavam de associação ou cooperativa, a maioria de associações de representação política, sem nenhum envolvimento na produção (para mais informações, ver VILPOUX, 2014).

4.2. Estimação da fronteira estocástica

Os resultados das estimações dos parâmetros obtidos por método de máxima verossimilhança a partir da função de fronteira estocástica de produção, dada na equação (7), são apresentados na Tabela 2. As esti-

na produção, com valor entre [0, 1] para cada estabelecimento. Quando o valor for zero, o produtor se especializa em apenas um produto e, quanto mais próximo de 1, o produtor diversifica uma cesta de tipos de produtos cada vez maior. O cálculo tem como base o peso do valor do rendimento de produção de cada produto, w_{ih} , onde i é o i -ésimo estabelecimento agrícola e h o h -ésimo tipo de

cultivos, dado na fórmula a seguir: $1 - \frac{\sum_{(h=1)} w_{ih}^2}{(\sum_{(h=1)} w_{ih})^2}$.

mações foram geradas com o uso do programa computacional Stata 12.0. O teste de significância global de Wald foi de 15,24 e valor-p menor que 1%, o que indica que o modelo é viável e significativo. O teste da razão de verossimilhança (LR) para o erro padrão do termo de ineficiência técnica é 8,62, com um valor-p aproximadamente zero. O parâmetro da participação do erro padrão do termo de ineficiência, λ , em relação ao erro padrão do termo idiossincrático e a variância total, σ^2 , também foram estatisticamente significantes. Esses resultados sugerem que o modelo tem estimativas consistentes para a SFA e a ET geradas.

A equação de rendimento mensal do assentado da SFA tem os parâmetros estatisticamente significantes e sinais conforme o esperado. A equação de capital humano é da forma convencional, pois incluem somente os regressores usuais, como educação formal, experiência na atividade agrícola e a área cultivada em hectares.

O resultado gerado a partir da estimação do parâmetro de educação formal do gestor indica um retorno de escolaridade em relação aos rendimentos de produção de 2,98% por ano de educação. Essa medida foi

Tabela 2. Resultados da estimação por máxima verossimilhança para Fronteira Estocástica dos assentamentos de Mato Grosso do Sul

Logaritmo natural do valor da produção (variável dependente)				
Variável	Coefficiente	E. P.	z	Valor p
Educação formal (anos)	0,0298	0,0142	2,1100	0,0350
Experiência na agricultura (dummy)	0,2693	0,1055	2,5500	0,0110
Área por pessoa (hectare)	0,0151	0,0053	2,8500	0,0040
Intercepto	6,7466	0,1879	35,910	0,0000
$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$	1,4770	0,1742		
$\sigma^2 = \sigma_u^2 + \sigma_v^2$	1,3660	0,1852		
Teste razão de verossimilhança	$\sigma_u = 0$		8,6200	0,0020
Wald χ^2 (3)			15,240	0,0016
Amostra	404			

Fonte: Elaborado pelos autores.

abaixo das encontradas em estudos anteriores para o Brasil. Loureiro e Galvão (2001) estimaram o retorno de escolaridade para o setor rural brasileiro no valor de 11,35%. Os gestores familiares que tinham experiência na agricultura antes de ser assentados obtiveram rendimentos de produção 26,9% acima daqueles sem experiência. O último parâmetro para análise, a área cultivada, demonstra que a renda de produção aumenta em 1,5% para 1 (um) hectare a mais na produção.

4.3. Escores de eficiência técnica

Os resultados da estatística descritiva da eficiência técnica gerada na equação 13 são apresentados na Tabela 3. A média do escore de eficiência técnica dos

agricultores na amostra em estudo foi de 53,4%, o que indica que os agricultores familiares da região foram 46,5% tecnicamente ineficiente. Este índice é estatisticamente igual ao encontrado no trabalho de Imori, Guilhoto e Postali (2012) para a média brasileira dos agricultores familiares, escores de 54,0% e para os agricultores não familiares ou patronais de 74%.

Outros estudos indicam as estimativas de eficiência técnica para pequenos agricultores de alguns países subdesenvolvidos: Bravo-Ureta (1993) encontrou 58,2% para o Paraguai; Binan *et al.* (2005) encontraram 78% no Camarão; Haji (2006) encontrou 68%, na Etiópia; Rahman (2007) encontrou 84,7% em Bangladesh; e Sibiko *et al.* (2013) encontraram 29,9% na Uganda.

Tabela 3. Estatística descritiva da eficiência técnica dos agricultores assentados

Item	Frequência		Média (ET %)	Erro padrão
	Abs.	%		
$ET \leq 50$	157	38,9	37,48	10,32
$50 < ET \leq 60\%$	88	21,8	55,20	2,97
$60 < ET \leq 70\%$	107	26,5	65,01	2,80
$70 \leq ET \leq 80\%$	49	12,1	73,89	3,03
$ET > 80\%$	3	0,7	83,86	2,52
Tamanho do estabelecimento				
Pequeno (< 20 ha)	215	53,2	53,05	14,4%
Médio (20 ≤ área < 40ha)	184	45,5	53,65	14,7%
Grande (área > 40 ha)	5	1,2	58,80	8,7%
Global				
Média do escore de eficiência	404		53,40	14,6%
Mínimo			4,90	
Máximo			85,70	

Fonte: Elaborado pelos autores.

O agricultor com maior eficiência técnica obteve escore de 85,7%, enquanto o agricultor de menor eficiência, de 4,9%. Apenas 39,4% dos agricultores tiveram escores de eficiência técnica que excederam o limite de 60%, o que indica margem para ganhos de produtividade expressiva. Os estabelecimentos de maiores áreas foram os mais ineficientes.

4.4. Determinantes da eficiência técnica

As estimativas de eficiência técnica foram obtidas por meio do modelo de fronteira estocástica da equação (14). Nesse item são reportados os resultados obtidos a partir da estimação por método de regressão Two-limit Tobit para capturar os efeitos sobre a eficiência técnica dado a especificação da equação (18). Para a análise, foram executados três modelos com restrição no tamanho da amostra por nível de escolaridade. O primeiro modelo restringe a amostra para apenas gestores dos estabelecimentos que possuem escolaridade até quatro anos, o segundo modelo, com escolaridade acima de quatro anos e, no último, com a amostra completa.

A motivação para a restrição foi analisar se a escolaridade do gestor interfere na efetividade das políticas públicas para aumentar a eficiência técnica de produção dos agricultores assentados em Mato Grosso do Sul, considerando que aproximadamente 80% dos gestores têm escolaridade menor que quatro anos. A Tabela 4 fornece informações sobre os resultados obtidos a partir da análise dos modelos.

Para os testes de significância global de Wald, é possível perceber que os Modelos 1 e 3 têm resultados altamente consistentes e significativos ao nível de 1 e 5%, respectivamente, com os sinais esperados. Já para o Modelo 2, com restrição na amostra para a escolaridade dos gestores menor que quatro anos, o teste de Wald tem estatística insignificante e suas inferências não são válidas para análise. Isso confirma a inexistência de efeito dos fatores (crédito rural, diversificação de produtos, assistência técnica e cooperativismo) que afetam a eficiência técnica para agricultores com baixo nível de escolaridade.

Nos três modelos, as estimativas dos parâmetros das variáveis de participação de cooperativas e tempo

Tabela 4. Regressão Two-limit Tobit Censurado para estimação dos fatores que afetam a eficiência técnica dos agricultores assentados de Mato Grosso do Sul

Variáveis	Efeito Marginal		
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
	Educação > 4 anos	Educação ≤ 4 anos	Completo
Crédito (em R\$ 1.000,00)	0,0060 (0,001)***	0,0008 (0,0009)	0,0016 (0,0009)*
Diversificação de cultivo	0,2639 (0,085)***	0,0315 (0,037)	0,0761 (0,035)**
Assistência técnica (dummy)	0,0887 (0,040)**	0,0234 (0,020)	0,0339 (0,018)*
Mão de obra fora da agricultura	-0,0320 (0,014)**	0,0050 (0,004)	0,0029 (0,004)
Cooperativismo (dummy)	0,0208 (0,041)	-0,0040 (0,016)	0,0080 (0,016)
Tempo no estabelecimento (anos)	0,0045 (0,006)	-0,0025 (0,003)	-0,0008 (0,003)
Intercepto	0,2910 (0,069)***	0,5379 (0,034)***	0,4836 (0,0319)***
σ	0,1311 (0,011)***	0,1421 (0,005)***	0,1450 (0,005)***
Wald χ^2 (6)	31,22	5,12	14,430
Valor p	(0,000)***	(0,528)	(0,025)**
Amostra	65	324	389

Números entre parênteses são os erros padrão das estimativas.

* Nível de significância de 10%; ** Nível de significância de 5%; *** Nível de significância de 1%

Fonte: Elaborado pelos autores.

de estabelecimento foram estatisticamente insignificantes. Isso conclui que não afetam a eficiência técnica na amostra dada, independente da escolaridade.

O Modelo 1 da Tabela 4 (agricultores com mais de quatro anos de estudo) revela que as variáveis explicativas tendem em aumentar a eficiência técnica de produção dos agricultores. É natural esperar que gestores com maior escolaridade tenham melhor desempenho por terem capacitação para tratar de atividades mais complexas, tal como buscar assistência técnica, diversificar seus produtos, aplicar recursos de crédito em insumos que otimizam seus resultados.

O parâmetro positivo da variável crédito rural no Modelo 1 da Tabela 4 indica que os recursos financeiros para aplicação em custeio contribui para aumentar a eficiência técnica em relação à produção, ou seja, para cada R\$ 1.000,00 em crédito rural aumenta o nível de eficiência técnica em 0,6 ponto percentual.

Para o Brasil, Imori, Guilhoto e Pastali (2012) encontraram resultado positivo e significativo para o uso do crédito para dados completos que incluem agricultores familiares e patronais. Em sua pesquisa, o nível de educação média dos gestores familiares foi de quatro anos, a partir de dados do Censo Agropecuário de 2006. Pereira, Figueiredo e Loureiro (2004) estimaram o efeito crédito na produção agrícola familiar para os dados empíricos do Distrito Federal para três tipos de aplicações de crédito (custeio, investimento e construção) e obtiveram efeito positivo e significativo apenas para o crédito em custeio. O nível de educação médio dos gestores foi de sete anos.

Outras pesquisas empíricas não obtiveram resultados conclusivos ao avaliar o efeito do crédito sobre a eficiência de produção agrícola de pequenas propriedades. Para Magalhães *et al.* (2011), Sibiko *et al.* (2013), Haji (2006), Battese e Broca (1997), a estimação do parâmetro crédito foi insignificante. Essas pesquisas tinham em comum na amostra a baixa escolaridade do gestor.

A diversificação da produção contribui para aumentar a eficiência técnica nos estabelecimentos. A análise da contribuição positiva da diversificação, calculada a partir da elasticidade⁹ mostrou que um aumento de 10% no índice de diversificação da produção resulta em elevação da eficiência técnica em 1,9%.

9. A elasticidade do crédito, z_i , em relação à eficiência técnica, ET , foi calculada pela fórmula a seguir: $\varepsilon = \frac{\partial ET}{\partial z_i} \frac{z_i}{ET}$.

A assistência técnica afeta também positivamente e significativamente a eficiência técnica para agricultores com mais de quatro anos de escolaridade. Para agricultores com escolaridade abaixo de quatro anos, a assistência técnica não é conclusiva em afetar a eficiência técnica (Modelo 2). Resultados semelhantes foram obtidos por Sibiko *et al.* (2013), Magalhães (2011) e Rahman (2007) para pequenos produtores com média de escolaridade em torno de dois anos.

A mão de obra familiar empregada fora do estabelecimento teve impacto negativo sobre a eficiência técnica de produção apenas para agricultores com escolaridade maior que quatro anos. Sibiko *et al.* (2013) encontraram relação positiva para a eficiência técnica e mão de obra fora.

A cooperação entre produtores não teve efeito. Vilpoux (2014) identificou que a cooperação encontrada em assentamentos rurais do Centro-Oeste era essencialmente destinada à representação política, sem envolvimento efetivo dos associados. Para o autor, a participação em associação não se traduz por uma cooperação entre os produtores, o que explica a ausência de efeito dessa variável.

5. Considerações finais

Os assentamentos de Mato Grosso do Sul podem ser caracterizados pelo fraco desempenho produtivo. Eles dependem, em larga escala, da agricultura e, por isso, necessitam priorizar meios para aumentar a produtividade agrícola. Esse aumento poderia ser atendido através da criação e adoção de novas tecnologias ou pela melhora da eficiência de produção.

Esta pesquisa utiliza os modelos de capital humano, da análise de fronteira estocástica e do método de estimação Tobit para analisar a influência de fatores que contribuem para o crescimento da eficiência técnica de produção nos assentamentos, com o propósito de responder se políticas governamentais são eficazes em fortalecer o homem no campo, na forma de proteção e nos incentivos para aumentar a eficiência técnica de produção dos agricultores familiares.

Os resultados indicam que a média da eficiência técnicas foi de 54,5%. Isso mostra a existência de uma substancial ineficiência técnica entre os agricultores. Pelos resultados obtidos, a produção poderia aumentar de 14,3%, para os estabelecimentos mais produtivos, a

94,3%, para os menos produtivos, apenas com a realocação dos fatores de produção utilizados.

A análise dos fatores que afetam a eficiência técnica entre os agricultores da amostra mostram um efeito positivo da assistência técnica, crédito rural e diversificação de produtos, e efeito negativo da mão de obra empregada fora do estabelecimento. Esses efeitos aparecem apenas para os gestores com nível de escolaridade maior que quatro anos.

Para os agricultores com escolaridade maior que quatro anos, os recursos financeiros para aplicação no campo (crédito rural) contribuem para aumentar a eficiência técnica em relação à produção. Para esses produtores, a assistência técnica apresenta efeito positivo e é a variável de maior impacto sobre a eficiência técnica. Muitos pesquisadores não encontraram significância sobre o efeito dessa variável e julgaram que investimentos em assistência técnica não trazem resultados para o crescimento da eficiência dos pequenos agricultores. Contudo, essas estimações foram feitas com uso de amostra completa, sem restrição para a escolaridade. Como muitos desses gestores de estabelecimentos são analfabetos ou apenas alfabetizados, esse tipo de amostragem traz um viés de interpretação.

Ainda para gestores com nível de educação acima de quatro anos, o índice de diversificação da produção contribui para o crescimento da eficiência técnica nos estabelecimentos. A mão de obra da família empregada fora do estabelecimento teve impacto negativo e significativo sobre a eficiência técnica apenas para agricultores com escolaridade maior que quatro anos. Alguns autores (SIBIKO, 2013; TSUE, 2012) encontraram uma relação positiva para a mão de obra empregada em atividade não agrícola fora dos estabelecimentos. Esses autores destacam que a renda gerada fora pode ajudar o pequeno agricultor que ainda não está estruturado na propriedade e aqueles que têm um nível mais baixo de escolaridade a melhorar sua eficiência.

Estes resultados permitem inferir que a maioria dos assentados não tem uma escolaridade adequada para ampliar a eficiência técnica nas atividades agrícolas mais complexas (diversificar e aplicar novas tecnologias) usadas na produção dos estabelecimentos. O estudo confirma que, em agricultores com escolaridade menor que quatro anos, os esforços de políticas para melhorar a eficiência técnica não surtem os efeitos desejados. Já aqueles com escolaridade superior a

quatro anos conseguem absorver melhor os efeitos dos fatores que afetam a eficiência técnica de produção.

São necessárias políticas públicas adequadas para incentivar o aumento de escolaridade para os produtores assentados. A análise indica que a escolaridade a partir de quatro anos é fator importante, uma vez que no Brasil 78% dos produtores familiares não têm escolaridade suficiente (PEREIRA, FIGUEIREDO e LOUREIRO, 2004). Na amostra trabalhada, esta média foi de 79%.

6. Referências

- AIGNER, D. J., LOVELL, C. A. K. e SCMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, v. 6, p. 21-37, 1977.
- ALBUÊS, Z. S. e PESSÔA, V. L. S. Assentamento: estratégia de implantação de empresas capitalistas em mato grosso. *Revista de Estudos Sociais*, v. 3, n. 6, p. 31-44, 2001.
- ARAÚJO, C. e BONJEAN, C. A. Mesure de l'efficacité conomique des modes de faire valoir au Brésil. *Jornal Canadense de Economia Agrícola*, v. 47, n. 2, p. 181-197, 1999.
- BATTESE, G. E. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. *Agricultural Economics*, v. 7, 1992.
- _____. e COELLI, T.J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalised frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, v. 38, p. 387-399, 1988.
- _____. e COELLI, T.J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production functions for panel data. *Empirical Economics*, v. 20, p. 325-332, 1995.
- _____. e BROCA, S. S. Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farms in Pakistan. *Journal of Productivity Analysis*, v. 8, p. 395-414, 1997.
- BELOTTI, F. *et al.* Stochastic frontier analysis using Stata. *Stata Journal, StataComp LP*, v. 13, n. 4, p. 718-758, 2012.
- BINAM, J. N., TONYE, J. e WANDJI, N. Source of technical efficiency among small holder maize and peanut farmers in the slash and burn agriculture zone

- of Cameroon. *Journal of Economic Cooperation*, v. 26, n. 1, p. 193-210, 2005.
- BITTENCOURT, G. A. et al. *Principais fatores que afetam o desenvolvimento dos assentamentos de reforma agrária no Brasil*. Brasília: Projeto de Cooperação Técnica INCRA/FAO, 1998.
- BRASIL. *Lei nº. 4.504*, de 30 de novembro de 1964. Dispõe sobre o Estatuto da Terra, e dá outras providências. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil. Brasília, DF. 1964.
- _____. *Lei nº. 6.746*, de 10 de dezembro de 1979. Altera o disposto nos arts. 49 e 50 da Lei nº 4.504, de 30 de novembro de 1964 (Estatuto da Terra), e dá outras providências. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil. Brasília, DF, 11 dez. 1979.
- _____. *Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)*. Censo Agropecuário 2006.
- _____. *Lei nº 11.326*, de 24 de julho de 2006. Estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Familiares Rurais. Diário Oficial [da] República Federativa do Brasil. Brasília, DF, 25 jul. 2006.
- BRAVO-URETA, B. E. e EVENSON, R. E. Efficiency in agricultural production: the case of peasant farmers in eastern Paraguay. *Agricultural Economics*, v. 10, p. 27-37, 1994.
- BURKEY, J. e HARRIS, T. R. Modeling a shape or proportion with Logit or Pobit: the effect of outcommuting on retail sales leakages. *The Review of Regional Studies*, v. 33, n. 3, 2003.
- CAMERON, A. C. e TRIVEDI, P. K. *Microeconometrics using stata*. College Station, TX: Stata Press. 2010.
- COELLI, T. J. Recent developments in the frontier modeling and efficiency measurement. *Australian Journal of Agricultural Economics*, v. 39, n. 3, p. 219-245, 1995.
- CONG, R. Marginal effects of the tobit model. *Stata Technical Bulletin*, v. 56, p. 27-34. 2000.
- FERNÁNDEZ, A. J. C. e FERREIRA, E. C. Os impactos socioeconômicos dos assentamentos rurais em Mato Grosso. In: MEDEIROS, L. S. e LEITE, S. *Assentamentos rurais: mudança social e dinâmica regional*. Rio de Janeiro: Mauad, 2004.
- GIRARDI, E. P. *Proposição teórico-metodológica de uma Cartografia Geográfica Crítica e sua aplicação no desenvolvimento do Atlas da Questão Agrária Brasileira*. 2008. Thesis (PhD in Geography). Universidade Estadual Paulista, Presidente Prudente.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 7. ed. Prentice Hall, 2011.
- GUANZIROLI, C. E. Principais indicadores sócio-econômicos dos assentamentos de reforma agrária. In: ROMEIRO, A. et al. (Orgs.). *Reforma agrária: produção, emprego e renda – o relatório da FAO em debate*. Rio de Janeiro: Vozes/IBASE/FAO, 1994, p. 13-68.
- HAJI, J. Production efficiency of smallholders vegetable-dominated mixed farming system in Eastern Ethiopia: a non-parametric approach. *Journal of African Economies*, v. 16, n. 1, p. 1-27, 2006.
- IMORI, D., GUILHOTO, J. J. M. e POSTALI, F. A. S. Eficiência técnica das agropecuárias familiar e patronal – diferenças regionais no Brasil. *Munich Personal RePEc Archive*, 2012.
- JONDROW, J. et al. On the estimation of technical efficiency in the stochastic production function model. *Journal of Econometrics*, v. 19, p. 233-238, 1982.
- KOOPMANS, T. C. An analysis of production as an efficient combination of activities. In: KOOPMANS, T. C. (Ed.). *Activity analysis of production and allocation*. Jhon Wiley and Sons, Inc, 1951.
- KUMBHAKAR, S. C. e LOVELL, C. A. K. *Stochastic frontier analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- LOUREIRO, P. R. A. e GALRÃO, F. G. Discriminação no mercado de trabalho: uma análise dos setores rural e urbano no Brasil. *Economia Aplicada*, v. 5, n. 3, p. 519-545, 2001.
- MADDALA, G. S. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. New York: Ed. Cambridge University Press, 2006.
- MAGALHÃES, M. M. et al. Land reform in NE Brazil: a stochastic frontier production efficiency evaluation. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v. 49, n. 1, p. 9-30, 2011.
- MARINHO, E. L. L. e CARVALHO, R. M. Comparações inter-regionais da produtividade da agricultura brasileira – 1970-1995. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34, n. 1, 2004.
- MCDONALD, J. F. e MOFFITT, R. A. The use of tobit analysis. *Review of Economics and Statistics*, v. 62, p. 318-321, 1980.
- MCDONALD, J. Using least squares and Tobit in second stage DEA efficiency analyses. *European Journal of Operational Research*, v. 197, n. 2, p. 792-798, 2009.

- MEEUSEN, W. e BROECK, J. van den. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, v. 18, p. 435-444, 1977.
- MOHAPATRA, R. Technical, allocative and economic efficiency in sugar cane production: a non-parametric approach. *International Journal of Advanced Research*, v. 1, n. 6, p. 366, 2013.
- MOOCK, P. R. Education and technical efficiency in small-farm production. *Economic Development and Cultural Change*, v. 29, n. 4, p. 723-739, 1981.
- NAVARRO, Z. e CAMPOS, S. K. A. Pequena produção rural no Brasil. In: CAMPOS, S. K. e NAVARRO, Z. (Orgs.). *A pequena produção rural e as tendências do desenvolvimento agrário brasileiro: ganhar tempo é possível?* Brasília, DF: CGEE, 2013, p. 13-27.
- OTSUKI, T. e REIS, E. The implication of property rights for joint agriculture-timber productivity in the Brazilian Amazon. *AAEA Annual Meeting*, v. 1. 1999.
- PEREIRA, S. E., FIGUEIREDO, A. S. e LOUREIRO, P. A. Avaliação da política de agricultura familiar: uma abordagem de efeito-fixo. XVII Congresso da SOBER. *Anais...* Cuiabá MT. Julho 2004.
- RAHMAN, S. e HASAN, M. K. Impact of environmental production conditions on productivity and efficiency: a case study of wheat farmers in Bangladesh. *Journal of Environmental Management*, v. 88, p. 1495-1504, 2008.
- SIBIKO, K. W. *et al.* Allocative efficiency of smallholder common bean producers in Uganda: a stochastic frontier and tobit model approach. *International Journal of Development and Sustainability*, v. 2, n. 2, p. 640-652, 2013.
- SOUZA, G. S. Significância de efeitos técnicos na eficiência de produção da pesquisa agropecuária. *Revista Brasileira de Economia*, v. 60, n. 1, 2006.
- SOUZA, G. S., GOMES, E. G. e GAZZOLA, R. Eficiência técnica na agricultura brasileira: uma abordagem via fronteira estocástica. In: SIMPÓSIO DE PESQUISA OPERACIONAL E LOGÍSTICA DA MARINHA, 13, 2010, Rio de Janeiro. *Anais...* Rio de Janeiro: 2010.
- SOUZA, G. S. e STAUB, R. B. Two stage inference using data envelopment analysis efficiency measurements in univariate production models. *International Transactions in Operational Research*, v. 14, p. 245-258, 2007.
- TAYLOR, T. G. e SHONKWILER, J. S. Alternative stochastic specifications of the frontier production function in the analysis of agricultural credit programs and technical efficiency. *Journal of Development Economics*, v. 21, p. 149-160, Brasil: 1986.
- TOBIN, J. Estimation of relationships for limited dependent variables. *Econometrica*, v. 26, n. 1, p. 24-36. 1958.
- TSUE, P. T., WL, L. e VO, A. Profit efficiency among catfish farmers in benue state, Nigeria. *Scholarly, Peer Reviewed*, v. 12, n. 6, 2012.
- VILPOUX, O. F. Agrarian reform and cooperation between settlers in the Midwest of Brazil: An institutional approach. *Land Use Policy*, v. 39, p. 65-77, 2014.

Todo o conteúdo deste periódico, exceto onde estiver identificado, está licenciado sob uma Licença Creative Commons (cc by 4.0).