

Adoção de práticas conservacionistas e eficiência da agricultura no Brasil

Rosimere Miranda Fortini¹
Marcelo José Braga²
Carlos Otávio de Freitas³

Área 11 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente

Resumo: O objetivo deste estudo foi analisar a eficiência da adoção de diferentes práticas conservacionistas (plantio em curva de nível, rotação de culturas, terraços, pousio ou descanso do solo e lavoura para recuperação de pastagem) pelos estabelecimentos agrícolas brasileiros, divididos por grupos de áreas. Para tal, adotou-se um procedimento econométrico dividido em duas partes: (a) Equilíbrio de Entropia para tornar as amostras de adotantes e não adotantes estatisticamente comparáveis; (b) Estimação de Fronteira Estocástica de Produção em modelo de seleção. Os microdados do Censo Agropecuário de 2006 foram utilizados para as análises deste estudo. Os resultados mostraram que a adoção das práticas conservacionistas contribuem para que os estabelecimentos utilizem os fatores produtivos de forma mais eficiente. Além disso, ao comparar os resultados em relação aos grupos de áreas, observou-se que os maiores estabelecimentos que adotaram tais práticas mostraram-se tecnicamente mais eficientes que os minifúndios e pequenos estabelecimentos.

Palavras Chave: Práticas Agrícolas Conservacionistas; Fronteira Estocástica de Produção; Eficiência Técnica.

Abstract: The objective of this study was to analyze the efficiency of the adoption of different conservation practices (planting in level curves, crop rotation, terraces, fallow or soil rest and crop for pasture recovery) by Brazilian agricultural establishments, divided by groups of areas. For this, an econometric procedure was adopted in two parts: (a) Entropy equilibrium to make the samples of adopters and non-adopters statistically comparable; (b) Estimation of Stochastic Production Frontier in selection model. The microdata of the Agricultural Census of 2006 were used for the analyzes of this study. The results showed that the adoption of the conservation practices contribute to the establishments use the productive factors more efficiently. In addition, when comparing the results in relation to the groups of areas, it was observed that the largest establishments that adopted such practices were technically more efficient than the minifundios and small establishments.

Key words: Conservation Agricultural Practices; Production Stochastic Frontier; Technical Efficiency.

Classificação JEL: Q10, Q12, Q16

¹ Doutoranda em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV/DER). E-mail: rosifortini@gmail.com

² Professor Associado do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV/DER). E-mail: mjbraga@ufv.br

³ Professor Assistente da Universidade Federal Rural do Rio de Janeiro (UFRRJ). E-mail: carlos.freitas87@gmail.com;

1. Introdução

O desmatamento para converter ecossistemas naturais em áreas cultivadas e o uso de práticas altamente mecanizadas e dependentes de insumos químicos ocasionam, respectivamente, mudanças do uso do solo e degradação das áreas cultivadas (SAMBUICHI *et al.*, 2012). Essas ações aumentam as emissões de gases de efeito estufa agravando a suscetibilidade ao estresse hídrico, levando ao desequilíbrio ambiental (LAL, 2009). A esses fatores somam-se também o uso excessivo de fertilizantes e agroquímicos e cultivos de monoculturas que alteram o ciclo de nutrientes, deteriorando a qualidade do solo e da água e reduzindo a biodiversidade. Além disso, estes fatores afetam a nutrição, a qualidade de vida e a saúde humana, por meio de seus impactos negativos na quantidade e qualidade da produção de alimentos, acentuando o problema da insegurança alimentar.

O Brasil tem a possibilidade de conciliar a expansão de suas fronteiras agrícolas com a preservação dos recursos naturais. A essência dessa nova fronteira agrícola é a preocupação com a manutenção da qualidade do solo com duradoura fertilidade aliado a necessidade de aumentar a produção de agroalimentares para atender a demanda crescente pois, segundo as projeções da FAO (2013), até o meado do século XXI, a população mundial irá atingir 9,3 bilhões de pessoas.

No entanto, isso somente será plausível quando ocorrer a inclusão de áreas degradadas, abandonadas ou subutilizadas. Isso em razão de que atualmente entre 60 e 100 milhões de hectares de terras agricultáveis estão em diferentes níveis de degradação e, conseqüentemente à margem do sistema produtivo (EMBRAPA, 2018). Assim, essas terras poderão retornar ao processo produtivo com a adoção de tecnologias de recuperação, conservação e manejo de solo e das pastagens o que contribuirá para a redução do desmatamento e ao mesmo tempo aumentar a produção agropecuária (EMBRAPA, 2018).

Neste sentido, apesar da indefinição em relação à forma ou modelos de desenvolvimento agrícola que promoverão a sustentabilidade no futuro próximo, encontra-se atualmente consolidado um conjunto de práticas conservacionistas a exemplos de terraços, plantio em curva de nível, rotação de culturas, uso de lavouras para recuperação de pastagens, pousio ou descanso dos solos. Estas práticas contribuem para a sustentabilidade ambiental por meio do controle das perdas de partículas do solo, de nutrientes, de matéria orgânica e de água em terras utilizadas para fins agrícolas de modo que o solo se torne mais resistente contra as forças do processo erosivo e menos dependente de insumos externos.

Mas apesar de tantos benefícios, no Brasil ainda persiste em um baixo percentual em termos de área de adoção destas práticas, conforme os dados do Censo Agropecuário 2006 (Tabela 1). Ao analisar o percentual da área total dos estabelecimentos rurais por práticas conservacionistas e por diferentes grupos de áreas, nota-se que dentre esses grupos, o grupo de grandes áreas possui os maiores percentuais.

Tabela 1 - Percentual da área total dos estabelecimentos agropecuários brasileiros por prática e diferentes grupos de áreas, em 2006

Tipo de prática conservacionista	Grupos de Áreas*				Brasil
	Minifúndio	Pequeno	Médio	Grande	
Plantio em nível	2,63	11,99	29,18	56,14	28,25
Uso de terraços	0,29	1,89	5,78	22,44	8,59
Rotação de culturas	1,10	6,16	11,96	28,18	13,39
Uso de lavouras para recuperação de pastagens	0,35	2,73	10,13	26,14	11,11
Pousio ou descanso de solos	0,52	2,73	7,42	16,85	7,78

Fonte: IBGE (2009), Censo Agropecuário 2006. Nota: a divisão por grupos de áreas foi baseada em hectares (minifúndio - 1ha a 10 ha, pequeno - 10ha a 50ha, médio - 50ha a 500ha e grande - maior que 500 ha).

Prokopy *et al.* (2008), por meio de uma meta-análise da literatura da agricultura de conservação, encontraram disparidades no uso das práticas conservacionistas, sobretudo em termos de tamanho e de localidade das fazendas. Além disso, segundo Kassam, Derpsch e Friedrich (2014), deve-se ponderar também as restrições impostas por estas práticas, pois exigem maior grau de conhecimento e gestão intensiva somado à adaptação nos primeiros períodos de implementação. Deste modo, inicialmente pode ser difícil e custosa, devido às características do solo, como no semiárido brasileiro, sendo necessária a reestruturação do sistema produtivo, carecendo de maior aporte de capital.

Dadas essas restrições para a adoção das práticas conservacionistas, Tosakana *et al.* (2010) alegam que é provável que fazendas com maiores proporções de áreas destaquem-se em oposição aos mini e pequenos, por nível tecnológico mais elevado, melhores condições de acesso ao crédito e aos mercados,

além de possuírem economias de escala associadas à implementação destas práticas. De acordo com Sherlund, Barret e Adesina (2002), em decorrência de vários fatores como a baixa escolaridade, os pequenos estabelecimentos agropecuários tendem a apresentar menores níveis de eficiência técnica (transformação dos insumos em produtos) e alocativa (alocação ótima dos insumos que minimiza os custos de produção) comparado aos maiores estabelecimentos.

Neste sentido, torna-se em voga a preocupação com a eficiência da adoção das práticas conservacionistas. Pois, a eficiência é uma medida de desempenho, por meio da qual os estabelecimentos rurais são avaliados para identificar o *gap* entre a produção potencial de uma tecnologia e o atual nível de produção adquirido (KALIRAJAN, 1990). Esta medida é também uma forma de auxiliar os agricultores na tomada de decisão sobre como melhorar o seu desempenho atual ou introduzir novas práticas para aumentar a produção. Além disso, ao mensurar a eficiência e isolando-a dos efeitos referentes ao ambiente de produção, pode-se explorar hipóteses relacionadas às fontes de diferenças. A identificação destas fontes é fundamental para a criação de políticas públicas (LOVELL, 1993).

Diante desse contexto e da relevância do setor agrícola em relação ao crescimento interno e, de forma mais ampla, promovendo o Brasil à condição de importante fornecedor no mercado mundial de alimentos, a questão fundamental que norteará este estudo será: as diferentes práticas conservacionistas podem alterar o nível de eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros?

Por conseguinte, surgem algumas hipóteses que serão tratadas por este estudo: (i) os estabelecimentos rurais brasileiros que adotam práticas conservacionistas têm, em média, maiores níveis de eficiência técnica do que aqueles estabelecimentos que não fazem uso dessas práticas; e (ii) os estabelecimentos com maiores áreas são mais eficientes com a adoção de diferentes práticas conservacionistas em comparação aos pequenos.

Até o momento não há evidências empíricas para o Brasil que mostrem que as práticas conservacionistas podem levar a ganhos ou perdas de eficiência que é crucial para melhorar os sistemas produtivos dos agricultores. Os poucos estudos que avaliaram o efeito da adoção de tais práticas na eficiência produtiva (Solís, 2005; Solís, Bravo-Ureta e Quiroga, 2007; Solís, Bravo-Ureta e Quiroga, 2009; NKEGBE, 2012) foram desenvolvidos para outros países, e de modo geral, estes estudos concluíram que a adoção de práticas de conservação leva os agricultores para mais perto de sua fronteira de produção. Observa-se, assim, a existência de uma lacuna considerável na literatura nacional, pois há significativas diferenças entre essas regiões estudadas e o Brasil em termos de padrões agrícolas e condições socioculturais que limitam a generalidade dos achados dos estudos internacionais.

Portanto, buscou-se suprir a lacuna a respeito dessa análise ao fazer uso dos microdados do Censo Agropecuário de 2006⁴ para estimar a fronteira estocástica de produção, por meio da função de produção, separando a análise por adotantes e não adotantes das práticas conservacionistas. Além disso, ao inserir na função da fronteira as *dummies* de grupos de áreas, é possível comparar as médias dos escores de eficiência técnica. Esta análise é relevante, uma vez que o tamanho do estabelecimento e o fato de adotar ou não as práticas agrícolas conservacionistas podem estar relacionados a uma fronteira de produção estocástica específica e, sendo assim, os resultados estimados em nível nacional podem omitir algumas particularidades de cada grupo considerado.

O estudo, além da contribuição para a literatura, também fornece subsídio ao desenvolvimento e implementação de políticas que estimulem o uso e a gestão sustentável dos recursos naturais por meio da adoção de tais tecnologias. Isto em razão de que uma melhor compreensão da eficiência produtiva dos sistemas que adotam práticas de conservação e os seus determinantes, são componentes importantes para que se possam idealizar mudanças estruturais necessárias ao setor agrícola e na concepção de políticas públicas moldadas à realidade dos estabelecimentos rurais brasileiros.

O restante do artigo está organizado em três seções. A próxima apresenta a estratégia empírica empregada. A seguir, são apresentados e discutidos os resultados. Finalmente, conclui-se o trabalho.

2. Estratégia Empírica

Para atender o objetivo traçado por este estudo, adotou-se um procedimento de estimativa dividido em duas partes. Primeiramente, para encontrar um grupo de controle o mais similar possível ao grupo de

⁴Nos Censos Agrícolas anteriores, não houve perguntas a respeito da adoção de práticas conservacionistas. Além disso, o Censo de 2017 (que está para ser lançado) não mais considera todas as cinco práticas conservacionistas em seu questionário.

adotantes, de forma a eliminar o viés de seleção causado por características observáveis, foi utilizado o método de Equilíbrio por Entropia. A segunda parte compreendeu as estimações das fronteiras estocásticas de produção, por intermédio da abordagem de dois estágios concebida por Heckman (1979): (i) no primeiro, estimam-se cinco modelos *probit* que buscam explicar a probabilidade das fazendas adotarem as práticas agrícolas conservacionistas; e (ii) no segundo, estima-se a fronteira estocástica de produção para cada grupo de adotantes e não adotantes de cada prática conservacionista analisada, incorporando a Razão Inversa de Mills (RIM), obtida no primeiro estágio, além da amostra estar ponderada com pesos derivados do Equilíbrio de Entropia. Assim, ao combinar essas duas abordagens, faz-se possível obter escores médios de eficiência técnica comparáveis entre os grupos analisados e livres de vieses originados por características tanto observáveis quanto não observáveis. Análoga abordagem foi utilizada mais recentemente por Bravo-Ureta, Greene e Solís (2012); Duangbootsee e Myers (2014); e Freitas, Silva e Braga (2017).

2.1 Obtenção dos Pesos pelo Balanceamento por Entropia

O balanceamento por entropia é utilizado para criar grupos (tratamento e controle) estatisticamente comparáveis. Assim, para a demonstração desse método apresentado por Hainmuller (2012), suponha uma amostra com n_1 unidades pertinentes ao grupo dos tratados e n_0 observações do grupo de controle, os quais foram selecionados aleatoriamente de uma população de tamanho N_1 e N_0 , respectivamente, em que $n_1 \leq N_1$ e $n_0 \leq N_0$. Sendo a variável binária (adoção de prática conservacionista) $PC_i \in \{1, 0\}$, onde admite-se o valor igual a 1 se a observação i pertence ao tratamento, e 0 caso contrário. Seja X uma matriz que contém as observações de J variáveis exógenas de pré-tratamento; X_{ij} corresponde o valor da j -ésima variável explicativa da unidade i , sendo que $X_{ij} = [X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ij}]$.

O Balanceamento por Entropia generaliza a abordagem de ponderação do escore de propensão ao estimar os pesos diretamente de um conjunto de restrições de equilíbrio que exploram o conhecimento do pesquisador sobre os momentos de amostra (MARIANO e ARRAES, 2016). De acordo com McMullin e Schonberger (2015), as condições de equilíbrio indicam se a amostra de controle, tratada e ponderada deve ter distribuições de variáveis explicativas com a mesma média, variância e/ou assimetria. Deve-se também especificar um nível de tolerância que determina o grau mínimo de equilíbrio das variáveis explicativas que deve ser alcançado antes que cesse o ajustamento de pesos da amostra de controle.

Assim, considere w_i o peso do Equilíbrio de Entropia escolhido para cada unidade de controle, os quais foram encontrados pelo seguinte esquema de reponderação que minimiza a distância métrica de entropia:

$$\min_{w_i} H(w) = \sum_{\{i|PC=0\}} w_i \log\left(\frac{w_i}{q_i}\right) \quad (1)$$

Sujeito as restrições de equilíbrio e normalização

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

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

$$w_i \geq 0, \forall i / PC = 0 \quad (4)$$

Onde $q_i = 1/n_0$, é um peso base e $c_{ri}(X_i) = m_r$ delinea um conjunto de R restrições atribuídas aos momentos das variáveis explicativas no grupo de controle reponderados. Inicialmente, escolhe-se a variável explicativa que será incluída na reponderação. Por conseguinte, para cada uma destas variáveis define-se um conjunto de restrições de balanceamento (Equação 2), para igualar os momentos das distribuições destas variáveis explicativas entre os grupos de tratamento e controle reponderados. As restrições de momentos podem ser a média, a variância, e a assimetria. Uma restrição característica do balanceamento é estabelecida de modo que m_r compreenda o momento de uma variável explicativa específica X_j para o grupo de tratamento e a função de momento para o grupo de controle é definida como: $c_{ri}(X_{ij}) = X_{ij}^r$ ou $c_{ri}(X_{ij}) = (X_{ij} - \mu_j)^r$, sendo μ_j , a média.

O Balanceamento por Entropia procura para um conjunto de unidades, pesos $W = [w_1, \dots, w_{n_0}]'$ em que minimize a Equação 1, distância de entropia entre W e o vetor base de pesos $Q = [q_1, \dots, q_{n_0}]'$, sujeita às restrições de equilíbrio (Equação 2), de normalização (Equação 3), e de não-negatividade (Equação 4).

Dessa forma, a restrição de momento empregada neste estudo, refere-se à imposição de que o primeiro momento (média) das variáveis explicativas seja atendido. Assim, para todas as variáveis

explicativas, o método calcula as médias no grupo de tratamento e busca por um conjunto de pesos em que as médias ponderadas do grupo de controle sejam análogas. Uma vez que, as distribuições de variáveis independentes são ajustadas, estes pesos são utilizados nas próximas estimações isentos do viés de seleção ocasionado por observáveis.

2.2 Modelo de Seleção Amostral em Fronteira de Produção Estocástica

2.2.1 Equação de Seleção

O primeiro estágio do procedimento de Heckman (1979) reside em estimar o modelo binário *Probit* para prever a probabilidade de adoção das práticas conservacionistas terraços, plantio em curva de nível, rotação de culturas, uso de lavouras para recuperação de pastagens e pousio ou descanso dos solos). Nesse sentido, estima-se a equação de seleção representada na Equação 5, com a probabilidade do produtor rural adotar tais práticas. Ressalta-se que esta etapa foi realizada cinco vezes, considerando as práticas separadamente.

$$\begin{aligned}
 PC_{ij} = & \alpha_0 + \alpha_1 idade + \alpha_2 sexo + \alpha_3 educ1 + \alpha_4 educ2 + \alpha_5 educ3 + \alpha_6 educ4 + \\
 & \alpha_7 educ5 + \alpha_8 educ6 + \alpha_9 educ7 + \alpha_{10} exp1 + \alpha_{11} exp1_5 + \alpha_{12} exp5_10 + \alpha_{13} qualif \\
 & + \alpha_{14} norte + \alpha_{15} nordeste + \alpha_{16} sudeste + \alpha_{17} centro + \alpha_{18} Arrend + \alpha_{19} Parc \\
 & + \alpha_{20} Ocup + \alpha_{21} sefinanc + \alpha_{22} assist + \alpha_{23} coop + \varepsilon_{ij}
 \end{aligned} \tag{5}$$

Onde PC é a variável binária que assume valor um se o agricultor faz uso de práticas conservacionistas e zero caso contrário, i indexa o agricultor e j o tipo de prática; e ε é um termo de erro aleatório, tal que $\varepsilon \sim N(0,1)$.

Por conseguinte, as variáveis observáveis independentes que são utilizadas nas estimações dos modelos de probabilidade para cada uma das cinco práticas conservacionistas são: *sexo* é uma variável *dummy* que recebe valor 1 se é homem e 0 caso contrário; *idade* representa a idade (em anos) do dirigente do estabelecimento; em termos de escolaridade do dirigente, criou-se oito categorias: não sabe ler e escrever (*educ0*), sabe ler e escrever (*educ1*), alfabetizado (*educ2*), fundamental incompleto (*educ3*), fundamental completo (*educ4*), técnico agrícola (*educ5*), médio completo (*educ6*) e ensino superior (*educ7*), sendo a primeira utilizada como base; no que se refere à experiência, considerando os anos em que o dirigente está no comando da atividade, criou-se oito categorias, sendo que: até 1 ano (*exp1*), entre 1 e 5 anos (*exp1_5*), entre 5 e 10 anos (*exp5_10*), acima de 10 anos (*exp10*) sendo este último usado como base; *qualif* refere-se a qualificação que é uma variável *dummy* que recebe o valor de 1 se houver presença de mão de obra qualificada no estabelecimento; em termos da condição do produtor em relação à terra, criou-se *dummies* sendo: arrendatário (*Arrend*), parceiro (*Parc*), ocupante (*Ocup*) e Proprietário (*Prop*) que é usado como base; *sefinanc* é uma variável *dummy* que recebe valor 1 se o agricultor responsável pela produção obteve financiamento; *assist* é uma variável *dummy* que recebe valor 1 se obteve acesso a assistência técnica; *coop* é uma variável *dummy* que recebe valor 1 se é membro de cooperativa. Além dessas, há as *dummies* para cada região do Brasil, como Norte, Nordeste, Sudeste, Centro-Oeste e Sul (usado como categoria base).

Em seguida, por meio dos erros dos modelos *Probit* estimados, se calcula a RIM, e de acordo com Heckman (1979), pode defini-la como:

$$\lambda^A_i(\alpha_\varepsilon) = -\frac{\varphi(\alpha X_i / \sigma_\varepsilon)}{\phi(\alpha X_i / \sigma_\varepsilon)} \tag{6}$$

$$\lambda^{NA}_i(\alpha_\varepsilon) = \frac{\varphi(\alpha X_i / \sigma_\varepsilon)}{1 - \phi(\alpha X_i / \sigma_\varepsilon)} \tag{7}$$

em que φ é a função densidade de probabilidade normal padrão e, Φ a função de distribuição normal acumulada. O $\lambda_i(\alpha_\varepsilon)$, é a RIM e segundo Heckman (1979), é utilizada como variável explicativa na regressão principal (fronteiras estocásticas de produção) para eliminar o viés de seletividade amostral. Pois, este viés é como um erro de especificação, cuja origem está na omissão de variáveis explicativas. Na prática, é analisada a significância estatística do parâmetro ρ que acompanha λ e o seu sinal. Isso em razão de que um ρ estatisticamente significativo comprova a importância da correção do viés de seleção.

2.2.2 Fronteira de Produção Estocástica

Após o Balanceamento por Entropia, os níveis de eficiência técnica dos produtores, considerando a decisão de adotar ou não cada prática conservacionista, são estimados por meio do modelo de Fronteira Estocástica de Produção, pautando-se na correção do viés de seletividade.

A eficiência técnica proporciona a máxima produção possível dado um conjunto de fatores e adoção de determinada tecnologia. Ou seja, para qualquer estabelecimento agropecuário que possui um determinado nível de tecnologia, a quantidade produzida pode estar sobre ou abaixo da fronteira de produção. Dessa forma, o quanto a produção desse estabelecimento fica aquém da fronteira, fornece uma medida de ineficiência técnica (TAYLOR e SHONKWILER, 1986).

Autores como Aigner, Lovell e Schmidt (1977), Meeusen e Van Den Broeck (1977), Taylor e Shonkwiler (1986), Battese (1992), Coelli e Battese (1996) recomendam que a eficiência técnica do setor agropecuário seja mensurada por meio de funções de fronteira estocástica de produção. Em consonância, Coelli, Rao e Battese (1998) também sugerem essa metodologia para análises do setor agrícola, sobretudo tratando-se dos países em desenvolvimento. Portanto, fundamentado nesses autores, este procedimento é adotado para a estimação da eficiência técnica sendo que os dados que são utilizados para tal estimação são de natureza *cross section*, provenientes dos microdados do Censo Agropecuário de 2006.

A análise de Fronteiras Estocásticas segue uma abordagem paramétrica com enfoque econométrico, introduzida simultaneamente por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Van den Broeck (1977). Ressalte-se que este tipo de abordagem impõe uma maneira funcional à função de produção a ser estimada. Sendo assim, optou-se pela utilização da função *Cobb-Douglas*, principalmente pelo fato de que esta função na forma logarítmica torna-se linear nos parâmetros, o que é mais indicado para o procedimento de Heckman (1979). Além dessa vantagem, Chambers (1988) e Silva (1996) enumeram algumas outras: i) os coeficientes da regressão são as elasticidades de produção; ii) a soma dos coeficientes equivale aos rendimento à escala, por ser uma função que por característica é homogênea; e iii) apresenta um menor número de parâmetros a serem estimados quando comparada à transcendental logarítmica (*translog*), isto implica em menores chances de incorrer em problemas de multicolinearidade no momento de estimação da função de produção.

De acordo com Taylor e Shonkwiler (1986), a natureza estocástica do modelo está diretamente relacionada à possível existência de fatores que provocam desvios da fronteira e que fogem do controle do estabelecimento rural, a exemplo de variações climáticas, pragas e doenças. Ressalta-se que este estudo, estimou as fronteiras para cada prática agrícola conservacionista para adotantes e não adotantes, totalizando em 10 estimações, além da estimação realizada para o Brasil, para poder fazer comparações. Deste modo, a forma genérica da função de fronteira estocástica de produção é dada pela Equação 8.

$$Y_{ij} = f(X_{ij}b)e^{(v_{ij}-u_{ij})} \quad (8)$$

em que Y_{ij} é o valor da quantidade de produção pelo produtor i que adota a prática conservacionista j em 2006, X é um vetor de despesas com insumos i empregados no tipo de prática conservacionista j no mesmo período e β_{ij} é um vetor dos parâmetros a serem estimados, que definem a tecnologia de produção. Os termos de erro v_{ij} e u_{ij} são vetores que representam componentes distintos do erro. Sendo v_{ij} o termo de erro aleatório, com distribuição normal, independente e identicamente distribuída (iid), truncada em zero e com variância σ^2_v ($v \sim \text{iid } N [0, \sigma^2_v]$), além de apreender os efeitos estocásticos em que a unidade produtiva não possui controle (clima, desastres naturais, erros de medida, etc.).

O termo u_{ij} , apresentado na Equação (9), capta a ineficiência técnica do i -ésimo produtor adotante ou não adotante das práticas conservacionistas, isto é, a parte do erro que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção, e são variáveis aleatórias não-negativas ($u_{ij} \geq 0$) (COELLI *et al.*, 2005). Ou seja, a eficiência técnica, por oportuno, é mensurada pelo componente unilateral, que por sua vez, a condição ≥ 0 , assegura que todas as observações situam-se abaixo da fronteira.

$$u_{ij} = \mu Z_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (9)$$

em que Z é um vetor de variáveis que explicam a ineficiência técnica, e μ é um vetor de parâmetros relacionados a Z . Por hipótese, a ineficiência técnica u_{ij} é independentemente distribuída, porém não é identicamente distribuída, com distribuição normal truncada em zero ($u_i \geq 0$) com média μZ_{ij} e variância σ^2_u , desde que, $\varepsilon_{ij} \sim N(0, \sigma^2_\varepsilon)$.

Introduzindo variáveis *dummies* representando as Unidades Federativas⁵ brasileiras (UF_n), assim como as *dummies* para representar os quatro Grupos de Área (GA_g), a RIM ($Mills_i$) e o peso (W_i) obtido pelo Equilíbrio por Entropia. Por conseguinte, passando a Equação (8) para a forma funcional geral da *Cobb-Douglas*, origina-se a Equação 10.

$$\ln Y_{ij} = \beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k \ln X_{ki} + \sum_{n=1}^{26} UF_n + \sum_{g=1}^3 GA_g + \rho Mills_{ij} + W_{ij} + v_{ij} - u_{ij} \quad (10)$$

Assim, após a estimação da função de fronteira estocástica de produção, para a obtenção da medida de eficiência técnica, o estudo em tela baseou no procedimento de Jondrow *et al.* (1982) de modo a separar os desvios da fronteira em seus elementos aleatórios e de ineficiência. Conforme este processo, 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 pela Equação 11.

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

em que o valor de ET_{ij} está no intervalo $[0;1]$, sendo que zero representa completa ineficiência e 1, total eficiência. Deste modo, o intuito deste estudo é estimar os parâmetros das Equações (9), (10) e (11).

2.3 Fonte e Tratamento dos Dados

Este estudo fez uso de dados secundários provenientes dos microdados do Censo Agropecuário de 2006, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. As unidades de pesquisa são os estabelecimentos agropecuários, compreendendo toda unidade de produção destinada, total ou parcialmente, à exploração agropecuária, florestal e aquícola, considerando os diferentes grupos de área.

Assim, fundamentado nos estudos de Schuntzemberger (2016), Freitas, Silva e Braga, (2017), foram realizados recortes e tratamento dos dados, para que a base resultante estivesse propícia para as análises. Dessa forma, foram excluídos os estabelecimentos localizados na área urbana, bem como os estabelecimentos dos setores especiais (favelas, quartéis, embarcações, aldeias indígenas, penitenciárias, asilos etc.), conservando-se apenas aqueles que se enquadram no setor normal.

Do mesmo modo, para evitar possíveis erros de mensuração das variáveis, foram retirados os estabelecimentos pertencentes a assentamentos e aqueles classificados como agroindústrias. Segundo Santos e Braga (2013), estes tipos de estabelecimento não estariam representando um único estabelecimento e sim um conjunto deles, e com isso tem a possibilidade de haver problemas de *outliers* na amostra.

Nesse sentido, a amostra compreendeu apenas os estabelecimentos de quem a propriedade era de um único produtor, não sendo considerados aqueles rotulados como condomínio, consórcio ou sociedade de pessoas, cooperativa, sociedade anônima ou por cotas de responsabilidade limitada, instituição de utilidade pública, governo ou outra condição e explorações comunitárias em que os dirigentes são produtores. Além disso, foram excluídos os estabelecimentos sem declaração de área e aqueles nos quais o tipo do produtor não é constatado.

Por conseguinte, ao todo 915.673 observações foram excluídas (o que corresponde a 17,69% da amostra original), resultando na amostra final composta de 4.259.963 estabelecimentos agropecuários. Com a finalidade de obter uma estimativa mais apurada e para a verificação das hipóteses desse estudo, quanto a relação entre a eficiência da adoção das práticas conservacionistas e tamanho, os microdados utilizados foram organizados em quatro grupos. Assim como no estudo de Freitas, Silva e Braga, (2017), os grupos foram em função do tamanho dos estabelecimentos (minifúndio, pequeno, médio e grande), classificadas pelo IBGE conforme as classes de módulos fiscais⁶. Assim, foram criadas variáveis *dummies* que representam essas quatro classes de tamanho, sendo incorporados na função da fronteira estocástica.

Para a estimação da fronteira estocástica, o valor bruto da produção (ly) será definido como a variável produto, ou seja, a variável dependente da função. A respeito dos fatores de produção, estes serão

⁵ Tais *dummies* foram incluídas para captar características fixas de cada Estado e grupo de área, além de tentar controlar possível autocorrelação espacial, de forma a obter uma estimativa da eficiência, livre desses efeitos.

⁶ O módulo fiscal é usado para a classificação fundiária dos tamanho dos imóveis rurais do município, em consenso com a Lei nº. 8.629, de 25/02/1993, classificados em: a) minifúndios (até 1 módulo fiscal); b) pequenas, (entre 1 e 4 módulos fiscais); c) médias, (entre 4 e 15 módulos fiscais); e d) grandes propriedades, (maior que 15 módulos fiscais) (LANDAU *et al.*, 2012).

determinados pelas seguintes variáveis: área produtiva total (Ix_1), incluindo as áreas de lavoura, pecuária e agrossilvicultura, como *proxy* do fator terra; despesa realizada não remuneradora de fator produtivo (Ix_2), referindo-se ao somatório dos gastos com corretivos do solo, adubos, agrotóxicos, medicamentos para animais, sementes e mudas, sal/ração, combustível e energia, representando uma *proxy* dos insumos; soma do número de trabalhadores familiares e contratados (Ix_3), sendo uma *proxy* do fator trabalho; e o valor total dos bens dos estabelecimentos agropecuários (Ix_4) obtido pela soma do valor dos prédios, instalações e outras benfeitorias dos estabelecimentos, como *proxy* para bens de capital. Ressalta-se que todas essas variáveis, que compuseram a fronteira estocástica de produção foram transformadas para a forma logarítmica. No que se refere à análise dos determinantes da eficiência produtiva, as variáveis utilizadas para esta estimação estão disponíveis no Quadro 1.

Quadro 1 - Especificação das variáveis que compõem a estimação dos determinantes da eficiência produtiva.

Variável	Descrição
Inareatot	Logaritmo da área total do estabelecimento.
irrig	<i>Dummy</i> que recebe o valor 1 caso tenha acesso à tecnologia, representado pelo acesso à tecnologia de irrigação e 0 caso contrário.
lnfinanc	Logaritmo do valor total financiado no ano de 2006.
assist	<i>Dummy</i> que recebe o valor 1 caso tenha acesso à assistência técnica e 0 caso contrário
coop	<i>Dummy</i> que recebe o valor 1 caso o estabelecimento tenha participação em cooperativas e 0 caso contrário
urbano	<i>Dummy</i> que recebe o valor 1 caso o dirigente do estabelecimento resida na área urbana e 0 caso contrário
exp1-exp10	<i>Dummies</i> que representam os intervalos de anos de experiência ao dirigir os trabalhos do estabelecimento.
educ0-educ7	São oito variáveis <i>dummies</i> que representam os níveis de escolaridade do indivíduo, desde não saber ler ou escrever até ensino superior.
Arrend	<i>Dummy</i> que recebe o valor 1 caso seja arrendatário e 0 caso contrário
Parc	<i>Dummy</i> que recebe o valor 1 caso seja parceiro e 0 caso contrário
Ocup	<i>Dummy</i> que recebe o valor 1 caso seja ocupante e 0 caso contrário
Prop	<i>Dummy</i> que recebe o valor 1 caso seja proprietário e 0 caso contrário

Fonte: Elaboração própria.

Ressalta-se que no Equilíbrio de Entropia utiliza-se o mesmo rol de variáveis independentes empregadas na estimação dos modelos binários *Probit*⁷.

3. Resultados e Discussão

3.1 Equilíbrio de Entropia e a Análise Descritiva

Inicialmente, na Tabela 1 além da estatística descritiva também é exposto os resultados dos balanceamentos da amostra pelo método da Entropia para cada prática conservacionista. Nota-se que na média os estabelecimentos que adotam práticas conservacionistas têm maior proporção de dirigentes com níveis de escolaridade mais elevados quando comparados com os estabelecimentos que não adotam tais práticas. Quanto as variáveis idade, experiência e condição de produtor em relação ao estabelecimento rural, não há grandes diferenças médias entre os grupos analisados.

Referente a assistência técnica e cooperativas, constata-se que os estabelecimentos adotantes de práticas conservacionistas tem maior proporção de recebimento desse serviço e de participação, respectivamente. Além disso, na média os estabelecimentos que adotam práticas conservacionistas têm maior proporção de mão de obra qualificada e de recebimento de financiamento mais elevados quando comparados com os estabelecimentos que não adotam tais práticas.

Ainda na Tabela 1, as colunas referentes à mostra depois do Equilíbrio por Entropia apresentam o resultado do balanceamento para o primeiro momento (média) da amostra. Observa-se que, antes da realização desse procedimento, as médias entre os grupos de tratados e controle exibiam diferenças significativas. Porém, depois de realizado o ajustamento, nota-se um equilíbrio entre as médias observadas, confirmado pela não significância da hipótese nula do teste de igualdade de médias (Tabela 1). Por conseguinte, para cada grupo de tratados, há um contrafactual bastante similar, diferenciando-se apenas pela adoção ou não de práticas conservacionistas.

⁷ Os resultados da estimação dos modelos Probit foram omitidos devido ao limite de páginas, mas serão disponibilizados caso seja solicitado.

Tabela 2: Equilíbrio por Entropia para cada prática conservacionista.

Variáveis	Terracos				PECN				RotCult				LavRecpPast				PousDescSolo			
	Antes		Depois		Antes		Depois		Antes		Depois		Antes		Depois		Antes		Depois	
	MédiaT	MédiaC	MédiaT	MédiaC	MédiaT	MédiaC	MédiaT	MédiaC	MédiaT	MédiaC	MédiaT	MédiaC	MédiaT	MédiaC	MédiaT	MédiaC	MédiaT	MédiaC	MédiaT	MédiaC
Sefinanc	0,3665	0,1767	0,3665	0,3665	0,2376	0,1607	0,2376	0,2376	0,3780	0,1556	0,3780	0,3777	0,2488	0,1801	0,2488	0,2487	0,2129	0,1818	0,2129	0,2128
Assistência	0,5501	0,2038	0,5501	0,5501	0,3073	0,1779	0,3073	0,3073	0,4485	0,1831	0,4485	0,4481	0,3115	0,2114	0,3115	0,3115	0,2165	0,2167	0,2165	0,2165
Idade	50,270	50,300	50,270	50,270	50,260	50,310	50,260	50,260	49,670	50,390	49,670	49,670	0,0740	0,0374	0,0740	0,0731	0,0527	0,0385	0,0527	0,0527
Qualificação	0,1003	0,0370	0,1003	0,1002	0,0507	0,0345	0,0507	0,0507	0,0727	0,0346	0,0727	0,0727	0,0192	0,02656	0,0192	0,0193	0,0175	0,0268	0,0175	0,0175
Exp1	0,0186	0,0265	0,0186	0,0186	0,0199	0,0288	0,0199	0,0199	0,0141	0,0279	0,0141	0,0142	0,1377	0,1668	0,1377	0,1377	0,1395	0,167	0,1395	0,1395
Exp1_5	0,1487	0,1659	0,1487	0,1487	0,1526	0,1707	0,1526	0,1526	0,1345	0,1697	0,1345	0,1346	0,1570	0,1696	0,1570	0,1570	0,1468	0,1705	0,1468	0,1468
Exp5_10	0,1589	0,1693	0,1589	0,1589	0,1644	0,1709	0,1644	0,1644	0,1478	0,1720	0,1478	0,1479	0,0915	0,0886	0,0915	0,0915	0,0503	0,0914	0,0503	0,0504
Norte	0,0140	0,0917	0,0140	0,0141	0,0483	0,1061	0,0483	0,0483	0,0266	0,0978	0,0266	0,0273	0,4252	0,4750	0,4252	0,4253	0,6410	0,4607	0,6410	0,6407
Nordeste	0,1957	0,4831	0,1957	0,1956	0,4090	0,4995	0,4090	0,4090	0,2745	0,5011	0,2745	0,2746	0,1905	0,1823	0,1905	0,1905	0,1393	0,1858	0,1393	0,1393
Sudeste	0,1859	0,1826	0,1859	0,1859	0,2296	0,1627	0,2296	0,2296	0,1263	0,1910	0,1263	0,1262	0,0771	0,0523	0,0771	0,0771	0,0260	0,0555	0,0260	0,0261
Centro-Oeste	0,0585	0,0534	0,0585	0,0585	0,0303	0,0636	0,0303	0,0304	0,0250	0,0578	0,0250	0,0251	0,9093	0,8763	0,9093	0,9093	0,8887	0,8773	0,8887	0,8887
Sexo	0,9191	0,8764	0,9191	0,9191	0,8902	0,8728	0,8902	0,8902	0,9121	0,8731	0,9121	0,9121	0,1637	0,1060	0,1637	0,1637	0,0927	0,1102	0,0927	0,0927
Cooperativas	0,3453	0,0999	0,3453	0,3453	0,1708	0,0826	0,1708	0,1708	0,2747	0,0850	0,2747	0,2744	0,2048	0,2480	0,2048	0,2048	0,3088	0,2413	0,3088	0,3087
educ1	0,1084	0,2510	0,1084	0,1084	0,2033	0,2639	0,2033	0,2033	0,1428	0,2606	0,1428	0,1430	0,0513	0,0527	0,0513	0,0513	0,0398	0,0535	0,0398	0,0399
educ2	0,0393	0,0531	0,0393	0,0393	0,0547	0,0517	0,0547	0,0547	0,0345	0,0552	0,0345	0,0346	0,4245	0,4258	0,4245	0,4244	0,3849	0,4285	0,3849	0,3849
educ3	0,4989	0,4229	0,4989	0,4989	0,4592	0,4113	0,4592	0,4591	0,5508	0,4075	0,5508	0,5505	0,0882	0,0824	0,0882	0,0881	0,0666	0,0838	0,0666	0,0666
educ4	0,1244	0,0811	0,1244	0,1244	0,0921	0,0787	0,0921	0,0921	0,0985	0,0804	0,0985	0,0985	0,0168	0,0130	0,0168	0,0168	0,0115	0,0133	0,0115	0,0115
educ5	0,0257	0,0127	0,0257	0,0257	0,0158	0,0121	0,0158	0,0158	0,0168	0,0126	0,0168	0,0168	0,0717	0,0580	0,0717	0,0717	0,0492	0,0594	0,0492	0,0492
educ6	0,0962	0,0573	0,0962	0,0961	0,0638	0,0565	0,0638	0,0638	0,0648	0,0578	0,0648	0,0648	0,0454	0,0256	0,0454	0,0454	0,0278	0,0266	0,0278	0,0278
educ7	0,0601	0,0253	0,0601	0,0601	0,0313	0,0246	0,0313	0,0313	0,0287	0,0263	0,0287	0,0287	0,0265	0,0479	0,0265	0,0265	0,0407	0,0472	0,0407	0,0407
Arrendatário	0,0688	0,0459	0,0688	0,0688	0,0477	0,0464	0,0477	0,0477	0,0564	0,0454	0,0564	0,0564	0,0154	0,0298	0,0154	0,0154	0,0321	0,0282	0,0321	0,0320
Parceiro	0,0237	0,0286	0,0237	0,0237	0,0306	0,0275	0,0306	0,0306	0,0240	0,0291	0,0240	0,0240	0,0530	0,0876	0,0531	0,0532	0,1065	0,0844	0,1065	0,1064

Fonte: Resultados da Pesquisa. Nota: MédiaT – média do grupo tratado; MédiaC – média do grupo controle;

3.2 Análise das Fronteiras Estocásticas de Produção

A função fronteira estocástica de produção foi estimada para a amostra total (Brasil) e para quem adota (A) e não adota (NA) cada uma das cinco práticas agrícolas conservacionistas, totalizando onze estimações. Isto posto, na Tabela 2 encontram-se os resultados dessas estimações.

Além disso, os resultados das estatísticas de *Wald* indicaram um bom ajustamento dos modelos estimados, rejeitando-se a 1% a hipótese nula de insignificância conjunta das variáveis em cada um desses modelos (Tabela 2).

As estimações das fronteiras foram por meio da forma funcional da *Cobb-Douglas* e os parâmetros obtidos são via estimadores de Máxima Verossimilhança. Deste modo, uma vez que todas as variáveis foram transformadas em seu logaritmo natural, os coeficientes são as elasticidades dos fatores de produção (área, insumos, trabalho e capital) sendo possível examinar seus efeitos sobre a composição do valor bruto da produção agropecuária, para todos os grupos de adotantes e não adotantes de cada uma das práticas conservacionistas consideradas. Ao mesmo tempo, esses resultados possibilitam identificar se há divergências na alocação dos fatores de produção entre os grupos considerados.

Nesse sentido, observa-se que as elasticidades dos fatores de produção, expostos na Tabela 2, seguem padrões similares nos onze modelos estimados, apesar de suas magnitudes diferirem. Em relação ao modelo estimado para a agropecuária brasileira como um todo, verifica-se que os insumos comprados e o trabalho foram os fatores que mais contribuíram para a formação do valor bruto da produção brasileira em 2006, indicando que o aumento de 10% na quantidade utilizada desses fatores estaria associado a um aumento do valor bruto da produção - VBP, em 3,1% e 2,4%, respectivamente. Já o valor do capital foi a variável de menor elasticidade no modelo referente a amostra total (0,126). Estes resultados estão em conformidade com os encontrados por Helfand, Magalhães e Rada (2015) e Freitas, Silva e Braga (2017), os quais também constataram que os fatores de produção insumos comprados e trabalho obtiveram relativamente as maiores elasticidades e capital a menor, ao estimarem uma função de produção para a agricultura brasileira.

Com relação às elasticidades referentes aos modelos das fazendas que adotam cada uma das práticas conservacionistas e daquelas que não adotam, verificaram-se diferenças significativas na contribuição de cada fator de produção para a formação do VBP agropecuária. Para ambos os grupos de adotantes e não adotantes de cada prática, os insumos comprados e o trabalho ainda representam os fatores de produção com maior participação na geração do VBP. Solís, Bravo-Ureta e Quiroga (2009), ao estudarem a questão relacionada ao impacto da adoção de práticas de conservação do solo na eficiência técnica, também notaram que os fatores insumos comprados e o trabalho foram os que mais contribuíram para a produção.

Quanto ao fator terra, a elasticidade estimada indica que a contribuição da expansão da área para o crescimento do VBP é maior para os estabelecimentos que adotam práticas agrícolas conservacionistas, comparado com aqueles que não adotam, com exceção para a prática de lavoura para recuperação de pastagem.

A variável utilizada como proxy do fator capital, valor dos bens, apresentou sinal positivo e foi estatisticamente significativa para todos os grupos de adotantes e não adotantes das práticas agrícolas conservacionistas. Porém, foi o fator de produção que apresentou menor contribuição sobre a elasticidade total da produção, em todos os modelos estimados. Resultado semelhante foi encontrado por Nkegbe (2012), em que o fator capital foi o menos importante para o valor da produção dos produtores rurais do Norte de Gana, sendo que um dos motivos para este resultado é o baixo acesso a esse fator.

Tabela 3 - Modelos de Fronteira Estocástica de Produção para cada Prática Agrícola Conservacionista.

Variáveis	Terraços		PECN		RotCult		Lav. Recup.de Pastagem		Pousio ou Desc. do solo		Brasil
	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA	Amostra Total
lx1(Área)	0,196*** (0,0066)	0,123*** (0,0019)	0,203*** (0,0029)	0,163*** (0,0022)	0,171*** (0,0036)	0,124*** (0,0022)	0,184*** (0,0069)	0,194*** (0,0018)	0,232*** (0,0059)	0,228*** (0,0017)	0,208*** (0,0017)
lx2 (Insumo)	0,398*** (0,0036)	0,422*** (0,0010)	0,349*** (0,0015)	0,339*** (0,0011)	0,417*** (0,0020)	0,388*** (0,0012)	0,384*** (0,0035)	0,327*** (0,00094)	0,321*** (0,0033)	0,284*** (0,0009)	0,311*** (0,0009)
lx3 (Trabalho)	0,223*** (0,0065)	0,230*** (0,0021)	0,215*** (0,0034)	0,240*** (0,0030)	0,212*** (0,0039)	0,239*** (0,0027)	0,209*** (0,0080)	0,248*** (0,0023)	0,232*** (0,0082)	0,233*** (0,0025)	0,236*** (0,0024)
lx4 (Capital)	0,101*** (0,0041)	0,139*** (0,0013)	0,128*** (0,0019)	0,134*** (0,0016)	0,120*** (0,0023)	0,147*** (0,0014)	0,135*** (0,0047)	0,134*** (0,0013)	0,095*** (0,0042)	0,117*** (0,0013)	0,126*** (0,0012)
area1 (Mini)	-0,604*** (0,0301)	-0,581*** (0,0096)	-0,571*** (0,0163)	-0,552*** (0,0146)	-0,527*** (0,0181)	-0,548*** (0,0126)	-0,495*** (0,0340)	-0,657*** (0,0105)	-0,719*** (0,0376)	-0,675*** (0,0129)	-0,636*** (0,0115)
area2 (Pequeno)	-0,515*** (0,0252)	-0,510*** (0,0083)	-0,499*** (0,0145)	-0,474*** (0,0136)	-0,503*** (0,0159)	-0,461*** (0,0115)	-0,421*** (0,0293)	-0,568*** (0,0094)	-0,617*** (0,0345)	-0,577*** (0,0121)	-0,546*** (0,0106)
area3 (Médio)	-0,264*** (0,0219)	-0,290*** (0,0078)	-0,285*** (0,0141)	-0,286*** (0,0139)	-0,299*** (0,0150)	-0,266*** (0,0114)	-0,286*** (0,0276)	-0,324*** (0,0093)	-0,352*** (0,0351)	-0,354*** (0,0126)	-0,317*** (0,0109)
<i>millsterraco</i>	-0,016*** (0,0042)	-0,016*** (0,0016)									
<i>millspecn</i>			-0,009*** (0,0018)	-0,003 (0,0020)							
<i>millsrotcult</i>					-0,00849** (0,00337)	0,00434*** (0,00107)					
<i>millslavpast</i>							0,0162** (0,00776)	0,0028 (0,0018)			
<i>millspds</i>									0,0101 (0,00738)	-0,0169*** (0,0023)	
Constante	5,361*** (0,1290)	4,927*** (0,0354)	5,457*** (0,0411)	5,399 (0,0306)	4,989*** (0,0489)	5,038*** (0,0328)	5,147*** (0,0792)	5,537*** (0,0218)	5,792*** (0,0915)	5,884*** (0,0253)	5,669*** (0,0222)
<i>Usigma</i>	0,741*** (0,1030)	1,429*** (0,0317)	1,599*** (0,0450)	1,59*** (0,0382)	1,001*** (0,0624)	1,594*** (0,0345)	1,154*** (0,1020)	1,363*** (0,0279)	0,851*** (0,1140)	1,452*** (0,0316)	1,388*** (0,0288)
<i>Vsigma</i>	-0,627*** (0,0087)	-0,432*** (0,0025)	-0,263*** (0,0041)	-0,137*** (0,0033)	-0,513*** (0,0045)	-0,245 (0,0345)	-0,259*** (0,0092)	-0,143*** (0,0027)	-0,037*** (0,0092)	0,071*** (0,0027)	-0,051*** (0,0026)
<i>Lambda</i>	1,18	3,31	6,08	11,61	1,95	6,51	4,46	9,53	23,00	20,45	27,22
<i>Wald-Test</i>	80.838	705.192	322.002	415.984	224.872	482.611	65.088	756.837	65.271	640.090	717.674
<i>Prob>chi2</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Observações	57.622	702.789	297.909	462.502	202.894	557.517	55.296	705.115	57.718	702.693	760.411

Fonte: Resultados da Pesquisa. Nota: Significância: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1; Erro padrão entre parênteses; Em cada modelo estimado, adotou-se o método *cluster* por município para obtenção de erros-padrão robustos e coeficientes mais precisos, solucionando também possível viés causado pela heterocedasticidade.

Ressalta-se que ao utilizar a forma funcional *Cobb-Douglas* é possível também observar os retornos à escala da função de produção por meio da soma das elasticidades dos fatores produtivos (Tabela 3). Assim, para a função estimada para o Brasil, a soma das elasticidades resultou em 0,88, isso significa que o retorno da tecnologia utilizada enquadra-se em retornos decrescentes à escala. Porém, ressalta-se que esse resultado diverge do que foi encontrado por Alves, Souza e Rocha (2012), os quais também utilizaram os microdados do Censo Agropecuário de 2006 para estimar uma função de produção para a agropecuária brasileira e encontraram retornos constantes à escala. Uma explicação para a divergência desses resultados encontra-se no fato de que consideraram diferentes insumos de produção.

Tabela 4 - Retorno à escala.

Terraços		PECN		RotCult		Lav. Recup.de Pastagem		Pousio ou Desc. do solo		Brasil
A	NA	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA	
0,92	0,91	0,90	0,88	0,92	0,90	0,91	0,90	0,88	0,86	0,88

Fonte: Resultados da Pesquisa.

No que se refere à soma das elasticidades para cada um dos modelos observa-se valores menores que a unidade (1), indicando retornos decrescentes à escala, isto significa que o aumento nos insumos eleva a produção menos que o proporcional. Solís, Bravo-Ureta e Quiroga (2007) e Nkegbe (2012) também encontraram retornos decrescentes à escala em seus estudos sobre adoção da agricultura de conservação. Além disso, nota-se que não há diferenças consideráveis no retorno aos fatores da produção, mesmo considerando adotantes e não adotantes de cada uma das práticas conservacionistas.

Outros resultados apresentados na Tabela 2, dizem respeito aos parâmetros que representam a RIM. Mesmo que para cada prática conservacionista tenham apresentado comportamentos diferentes, deve-se admitir a necessidade do processo de seleção amostral. Assim, a inclusão dessas variáveis nas respectivas equações de fronteira estocástica de produção para as práticas de quem adota e não adota terraço e rotação de culturas, para quem não adota pousio ou descanso do solo e para quem adota plantio em curvas de nível e lavoura para recuperação de pastagem é necessária para a correção do viés de seletividade amostral, dado que foram estatisticamente significativas. Adicionalmente, o fato de possuírem sinal negativo indica que há fatores não observados que influenciam a decisão do produtor de adotar ou não tais práticas agrícolas conservacionistas em sua fazenda, além de diminuir o valor bruto da produção, com exceção das variáveis *millsrotcult* (para quem não adota rotação de culturas) e *millslavpast* (para adotantes de lavoura para recuperação de pastagem) que possui sinal positivo e indica o contrário disso.

No entanto, nas funções de fronteiras estocásticas de produção para aqueles que não adotam plantio em curvas de nível e lavoura para recuperação de pastagem e para aqueles que adotam pousio ou descanso do solo, os coeficientes para as respectivas variáveis que representam a RIM foram estatisticamente não significantes ao nível de 10%. Nesse sentido, a nulidade do coeficiente que multiplica os fatores de correção sinaliza tão somente que não foi identificado o viés de seletividade amostral.

Outra informação relevante apresentada na Tabela 8 diz respeito aos resultados dos parâmetros *Lambda*, obtidos por meio da divisão da variância do termo de erro relativo à ineficiência (*Usigma*) pela variância do termo de erro aleatório (*Vsigma*), a qual permite testar a existência significativa da ineficiência técnica. Os valores encontrados acima da unidade nas funções estimadas significam que a maior parte do erro se deve à ineficiência. Em outras palavras, isso indica que os efeitos da ineficiência dos produtores exercem um papel importante na explicação da falta de obtenção de resultados máximos.

Deste modo, a análise da eficiência técnica e dos fatores que influenciam a ineficiência técnica é realizada na próxima subseção.

3.3 Análise da Eficiência Técnica

Após a estimação das funções de fronteiras estocásticas e obtidos os escores de eficiência, estimou-se o modelo para verificar os determinantes da eficiência técnica dos estabelecimentos rurais que adotam e não adotam cada uma das práticas conservacionistas. O procedimento de *cluster* por município foi novamente utilizado para a obtenção de erros padrão robustos, garantindo maior confiabilidade em relação aos coeficientes estimados.

Ressalta-se que, no contexto das implicações políticas, é mais importante determinar quais variáveis exercem influências na eficiência técnica do que apenas medi-la. Além disso, para os resultados apresentados na Tabela 4, a análise é realizada em termos de eficiência técnica em vez de ineficiência

técnica. Como os parâmetros estimados refletem o impacto de cada variável selecionada sobre a ineficiência técnica do estabelecimento agropecuário, por conseguinte, para interpretá-los em termos da eficiência técnica, devem-se inverter os sinais de cada coeficiente.

Por meio dos resultados expostos na Tabela 4, verificou-se para o Brasil uma relação negativa e significativa entre a eficiência técnica e a área total dos estabelecimentos agropecuários. Ao considerar os modelos especificados para cada prática conservacionista, separando quem as adota e quem não as adota, verificaram-se semelhanças significativas entre os resultados destes modelos. Com exceção dos estabelecimentos que adotam e não adotam plantio em curva de nível, rotação de culturas, e para aqueles que não adotam terraços e pousio ou descanso do solo, em que os resultados foram diferentes daqueles encontrados para o Brasil.

As propriedades rurais que tiveram acesso à tecnologia de irrigação (irrig) foram estatisticamente mais eficientes (reduziram a ineficiência) independentemente de ter adotado ou não cada uma das práticas conservacionistas. Isto acontece porque a irrigação é uma importante tecnologia para a agricultura, principalmente em períodos de baixa precipitação, onde é empregada para suprir déficits hídricos nas culturas, tornando o sistema produtivo mais eficiente.

O fato do dirigente do estabelecimento morar em área urbana (urbano) esteve relacionado a menores níveis de eficiência técnica para quem adota e para aqueles que não adotam as cinco práticas conservacionistas, com exceção apenas para os não adotantes de pousio ou descanso do solo. Assim, a eficiência produtiva é menor quando comparada aos estabelecimentos em que o dirigente reside no meio rural, mantendo constantes os outros atributos. Uma explicação para tal resultado reside no fato de que produtores que moram nos estabelecimentos rurais participam de forma mais ativa e direta nas atividades agrícolas refletindo em um melhor desempenho produtivo quando comparado aos produtores que moram na área urbana.

Entre as variáveis empregadas na identificação da contribuição do capital social para o desempenho produtivo das propriedades rurais, o fato de o dirigente do estabelecimento estar associado a uma cooperativa contribuiu para obtenção de maiores níveis de eficiência independentemente do tipo de prática conservacionista e se adota ou não. Isto acontece provavelmente porque os membros das cooperativas de modo geral tendem a dividir suas experiências com uso de técnicas usadas na produção, práticas comerciais e que podem levar a melhora na eficiência. Além disso, a troca de informações entre os membros das cooperativas sobre os mercados de insumos, como de fertilizantes, pesticidas e sementes com preços competitivos, permite que estes ajustem seus sistemas produtivos de forma mais eficiente (HONG e YABE, 2015).

No que se refere à variável financiamento total realizado (Infinanc), esta foi estatisticamente significativa ao nível de 1% para todos os grupos de adotantes e não adotantes de cada prática conservacionista e, apresentando relação positiva com a eficiência técnica, mostrando a relevância de aumentar a disponibilidade de crédito rural para elevação do desempenho produtivo tanto dos adotantes das práticas conservacionistas quanto dos não adotantes. Em outras palavras, o acesso ao crédito foi um fator determinante da eficiência dos agricultores na área de estudo.

Por conseguinte, explorou-se o efeito da condição do produtor em relação à propriedade rural sobre os níveis de eficiência produtiva. Uma vez que a condição de proprietário foi considerada a categoria base, uma relação negativa encontrada para alguma das condições indicaria que aquele produtor seria mais eficiente que o proprietário. Os resultados para essa variável apresentados na Tabela 4 apontam que, para todos os grupos analisados, os produtores nas condições de arrendatário, parceiro e ocupante foram relativamente mais eficientes que os proprietários. Este resultado não era esperado, em razão dos estabelecimentos rurais com titulação definitiva terem maiores garantias para aquisição de financiamento e outros tipos de serviços, pois a terra é considerada uma segurança ao pagamento do empréstimo (BESLEY, 1995). Além disso, este resultado contradiz a ideia de que, *ceteris paribus*, a propriedade da terra reduz o risco e, por conseguinte, deve melhorar os retornos esperados e o desempenho produtivo, além de incentivar o investimento de longo prazo em tecnologias agrícolas, a exemplo das práticas conservacionistas, que podem contribuir para incrementos na eficiência produtiva (GEBREMEDHIN e SWINTON, 2003).

Tabela 5 - Fatores que influenciam a ineficiência técnica. (Continua)

	Terraços		Plantio em nível		Rotação de culturas		Lavoura para Recuperação de pastagem		Pousio ou descanso do solo		Brasil
	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA	Amostra total
Inareatot	0,020*	-0,0233***	-0,0001	-0,044***	-0,065***	-0,055***	0,047***	0,022***	0,011	-0,001	0,007**
	(0,0121)	(0,0036)	(0,0052)	(0,0039)	(0,0079)	(0,0039)	(0,0126)	(0,0030)	(0,0126)	(0,0032)	(0,0029)
Irrigação	-0,176***	-0,391***	-0,432***	-0,618***	-0,301***	-0,489***	-0,212***	-0,573***	-0,815***	-0,790***	-0,688***
	(0,0454)	(0,0156)	(0,0218)	(0,0219)	(0,0299)	(0,0186)	(0,0511)	(0,0156)	(0,0623)	(0,0191)	(0,0168)
Urbano	0,178***	0,207***	0,069***	0,123***	0,360***	0,116***	0,263***	-0,008	0,140***	-0,060***	0,019
	(0,0364)	(0,0125)	(0,0197)	(0,0178)	(0,0274)	(0,0154)	(0,0447)	(0,0128)	(0,0521)	(0,0152)	(0,0136)
Cooperativa	-0,508***	-0,509***	-0,603***	-0,752***	-0,452***	-0,460***	-0,927***	-0,750***	-0,866***	-0,917***	-0,796***
	(0,0283)	(0,0086)	(0,0153)	(0,0139)	(0,0181)	(0,0101)	(0,0398)	(0,0106)	(0,0592)	(0,0162)	(0,0123)
Infinanc	-0,108***	-0,156***	-0,198***	-0,185***	-0,154***	-0,174***	-0,176***	-0,168***	-0,168***	-0,200***	-0,183***
	0,0111	0,00346	0,00541	(0,0046)	0,0072	0,00395	0,0123	0,00342	0,0145	0,00399	0,00354
Arrendatário	-0,231***	-0,325***	-0,341***	-0,672***	-0,267***	-0,377***	-0,752***	-0,592***	-0,452***	-0,762***	-0,680***
	(0,0517)	(0,0157)	(0,0278)	(0,0256)	(0,0346)	(0,0199)	(0,0973)	(0,0250)	(0,0791)	(0,0230)	(0,0196)
Parceiro	-0,429***	-0,460***	-0,399***	-0,7929***	-0,211***	-0,608***	-0,563***	-0,672***	-0,663***	-0,752***	-0,726***
	(0,0942)	(0,0270)	(0,0362)	(0,0315)	(0,0541)	(0,0306)	(0,1330)	(0,0332)	(0,0952)	(0,0254)	(0,0250)
Ocupante	-0,177***	-0,166***	-0,156***	-0,328***	-0,169***	-0,207***	-0,227***	-0,291***	-0,336***	-0,356***	-0,305***
	(0,0667)	(0,0185)	(0,0245)	(0,0200)	(0,0345)	(0,0187)	(0,0650)	(0,0177)	(0,0514)	(0,0138)	(0,0142)
Exp1	0,928***	0,785***	0,655***	0,814***	0,789***	0,840***	0,733***	0,760***	0,478***	0,684***	0,747***
	(0,1040)	(0,0344)	(0,0489)	(0,0416)	(0,0666)	(0,0421)	(0,1210)	(0,0342)	(0,1290)	(0,0357)	(0,0284)
Exp1_5	0,398***	0,313***	0,312***	0,324***	0,276***	0,303***	0,387***	0,365***	0,285***	0,307***	0,326***
	(0,0387)	(0,0116)	(0,0171)	(0,0146)	(0,0235)	(0,0135)	(0,0422)	(0,0116)	(0,0443)	(0,0123)	(0,0108)
Exp5_10	0,122***	0,135***	0,102***	0,165***	0,179***	0,105***	0,113***	0,169***	0,124***	0,113***	0,138***
	(0,0360)	(0,0108)	(0,0161)	(0,0136)	(0,0216)	(0,0125)	(0,0391)	(0,0106)	(0,0424)	(0,0117)	(0,0103)
Assistência Técnica	-0,827***	-0,898***	-0,825***	-1,000***	-0,909***	-0,908***	-0,751***	-0,857***	-0,948***	-0,906***	-0,965***
	(0,0303)	(0,0089)	(0,0137)	(0,0119)	(0,0175)	(0,0098)	(0,0330)	(0,0091)	(0,0430)	(0,0112)	(0,0099)
educ1	0,420***	0,193***	0,165***	0,134***	0,390***	0,129***	0,135***	0,148***	0,102**	0,143***	0,149***
	(0,0762)	(0,0218)	(0,0243)	(0,0195)	(0,0381)	(0,0206)	(0,0532)	(0,0142)	(0,0497)	(0,0133)	(0,0137)

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota: Erro padrão entre parênteses; *** p<0,01; ** p<0,05 e * p<0,1.

(Continuação)

	Terraços		Plantio em nível		Rotação de culturas		Lavoura para Recuperação de pastagem		Pousio ou descanso do solo		Brasil
	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA	Amostra total
educ2	0.326*** (0.0911)	0.0758*** (0.0269)	0.171*** (0.0326)	0,100*** (0,0270)	0.158*** (0.0532)	0.102*** (0.0289)	0.104 (0.0772)	0.141*** (0.0206)	0.103 (0.0858)	0.149*** (0.0231)	0.142*** (0.0203)
educ3	-0.394*** (0.0645)	-0.435*** (0.0188)	-0.346*** (0.0221)	-0,294*** (0,0181)	-0.455*** (0.0333)	-0.320*** (0.0182)	-0.400*** (0.0487)	-0.284*** (0.0131)	-0.197*** (0.0493)	-0.204*** (0.0132)	-0.261*** (0.0130)
educ4	-0.300*** (0.0719)	-0.384*** (0.0212)	-0.318*** (0.0281)	-0,303*** (0,0240)	-0.407*** (0.0401)	-0.266*** (0.0223)	-0.341*** (0.0647)	-0.306*** (0.0178)	-0.306*** (0.0761)	-0.255*** (0.0204)	-0.285*** (0.0181)
educ5	-0.139 (0.0999)	0.017 (0.0304)	-0.0139 (0.0505)	0,393*** (0,0444)	0.0120 (0.0660)	0.115*** (0.0387)	-0.0483 (0.122)	0.177*** (0.0322)	0.753*** (0.139)	0.269*** (0.0435)	0.286*** (0.0359)
educ6	-0.166** (0.0754)	-0.166*** (0.0224)	-0.199*** (0.0317)	0,019 (0,0273)	-0.207*** (0.0442)	-0.070*** (0.0251)	-0.122* (0.0700)	-0.0719*** (0.0194)	0.00629 (0.0843)	-0.0374 (0.0236)	-0.0566*** (0.0207)
educ7	0.251*** (0.0840)	0.218*** (0.0262)	0.336*** (0.0410)	0,572*** (0,0380)	0.320*** (0.0576)	0.344*** (0.0343)	0.460*** (0.0848)	0.386*** (0.0239)	0.651*** (0.114)	0.606*** (0.0315)	0.497*** (0.0293)
Constante	0.741*** (0.1030)	1.429*** (0.0317)	1.599*** (0.0450)	1,590*** (0,0382)	1.001*** (0.0624)	1.594*** (0.0345)	1.154*** (0.102)	1.363*** (0.0279)	0.851*** (0.114)	1.452*** (0.0316)	1.388*** (0.0288)

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Nota: Erro padrão entre parênteses; *** p<0,01; ** p<0,05 e * p<0,1.

Entretanto, alguns estudos empíricos como Byiringiro e Reardon, (1996), Binam *et al.* (2003) e Solis, Bravo-Ureta e Quiroga, (2007) também relataram uma associação negativa entre a propriedade da terra e a eficiência da fazenda. Estes autores sugerem que o resultado é coerente com o fato de que os não proprietários adicionaram requisitos de produção para cobrir o aluguel das terras e isso poderia ser um incentivo para serem mais eficientes. Em termos de arrendatários e parceiros, dependeria da forma contratual.

No que tange à experiência dos dirigentes, a categoria base utilizada foi para mais de dez anos de experiência (Exp10). Os sinais observados foram aqueles esperados para os adotantes e não adotantes de cada uma das cinco práticas conservacionistas, assim como para a amostra total. Para estes estabelecimentos, agricultores com mais de 10 anos à frente da propriedade foram mais produtivos do que aqueles com um período menor, sugerindo que a experiência possibilita o produtor utilizar os insumos de forma mais eficiente.

A variável assistência técnica também foi estatisticamente significativa e positiva, relacionado a maiores níveis de eficiência, apresentando relação esperada para todos os modelos estimados. A assistência técnica, por meio de cursos de treinamento ou instruções técnicas sobre os sistemas produtivos, é essencial para ganhos de conhecimento e mudanças comportamentais positivas entre os produtores rurais. Portanto, é importante que os agricultores tenham fácil acesso aos serviços de extensão, com a finalidade de otimizar a eficiência técnica, haja vista a restrição dos recursos produtivos.

No que diz respeito à relação entre a escolaridade e a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários, verifica-se a ocorrência de efeitos distintos dentre as categorias. Assim, para os adotantes e não adotantes de cada uma das práticas conservacionistas que estão enquadrados nos seguintes níveis: saber ler e escrever, alfabetizado, fundamental completo e ensino superior foram mais produtivos comparados à categoria base utilizada que são aqueles que não sabem ler e escrever. No entanto, para os níveis educacionais fundamental incompleto, técnico agrícola e médio completo, o comportamento foi contrário. Apesar de este resultado ter sido contraditório, segundo Freitas *et al.* (2016) uma explicação para isso seria que para a agropecuária brasileira a experiência na atividade produtiva pode sobrepor aos efeitos da escolaridade em si.

Finalmente, um objetivo importante deste estudo é avaliar a relação entre a adoção de práticas de conservação do solo e a eficiência da fazenda comparando para diferentes grupos de áreas. Assim, depois de estimadas as fronteiras estocásticas de produção, foram calculadas para todos os modelos analisados as médias dos escores de eficiência técnica, livres dos vieses ocasionado por fatores observáveis e não observáveis (Tabela 5).

De acordo com a Tabela 5, observou-se que a eficiência técnica média dos estabelecimentos para quem adota cada tipo de prática conservacionista é maior do que para aqueles que não adotam. Assim, esse resultado não rejeita a hipótese inicial deste estudo em que os estabelecimentos que adotam as práticas conservacionistas são tecnicamente mais eficientes que os demais que não adotam tais práticas.

Contudo, é plausível ainda elevar significativamente o desempenho produtivo dos adotantes e não adotantes de cada prática conservacionista sem modificar a quantidade utilizada dos fatores de produção.

Tabela 6 - Análise das médias dos escores de eficiência técnica depois do balanceamento por entropia⁸.

Grupos de área	Terraços		Plantio em nível		Rotação de culturas		Lav. para Recup. de Pastagem		Pousio ou Desc. do solo	
	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA	A	NA
TOTAL	0,65	0,56	0,61	0,58	0,69	0,55	0,63	0,58	0,64	0,62
Mini	0,63	0,54	0,58	0,55	0,66	0,53	0,60	0,56	0,61	0,59
Pequeno	0,68	0,63	0,67	0,64	0,72	0,61	0,67	0,64	0,69	0,67
Médio	0,68	0,63	0,69	0,66	0,74	0,64	0,67	0,65	0,71	0,70
Grande	0,67	0,65	0,70	0,67	0,75	0,66	0,68	0,66	0,74	0,71

Fonte: Resultados da Pesquisa.

De modo geral, este resultado vai ao encontro da literatura internacional acerca da relação entre a adoção de práticas conservacionistas e eficiência técnica, as quais identificam maiores níveis de eficiência entre os estabelecimentos adotantes, como nos resultados encontrados no estudo de Nkegbe (2012). Este

⁸ Reforça-se que dentre as regras para o uso da sala de sigilo no IBGE, para impedir que algum agricultor seja identificado, não é autorizado obter valores de máximos e mínimos nas estimativas.

autor relatou níveis mais elevados de eficiência técnica entre aqueles que classificou como adotantes de práticas de conservação do solo em sua amostra no Norte de Gana do que aqueles que não adotam. Este achado é ainda corroborado com os resultados encontrado por Solís, Bravo-Ureta e Quiroga (2007) no estudo realizado para um amostra de produtores rurais de Honduras e El Salvador.

Ao se considerar os diferentes grupos de tamanho de estabelecimentos, conforme a Tabela 5, o incremento na eficiência técnica proporcionado pela adoção é maior para os grandes estabelecimentos. Em outras palavras, os estabelecimentos classificados como “grandes” são aqueles com maior escore de eficiência técnica, pois transformam os fatores produtivos em valor bruto de produção mais eficientemente. Nesse sentido, à medida que se considera propriedades rurais maiores, os escores médios tendem a aumentar.

Esse resultado pode ser explicado pelo fato dos menores estabelecimentos relacionados à adoção de práticas conservacionistas, como evidenciado na Tabela 6, estarem associados a quantidades relativamente baixas dos fatores produtivos (terra, trabalho, insumos e capital).

Tabela 7: Estatísticas descritivas⁹ dos fatores produtivos, por tamanho dos estabelecimentos agropecuários.

Variáveis	Mini (n=3.283.982)		Pequeno (n=694.133)		Médio (n=208.806)		Grande (n=72.962)		Brasil (n=4.259.963)	
	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP	Média	DP
VBP	10.189	218.338	37.304	412.398	98.849	702.204	430.706	3.700.000	26.157	571.345
Capital	43.566	413.962	247.325	642.276	898.876	2.376.000	4.418.000	11.400.000	193.625	1.743.000
Insumos	1.793	193.952	8.881	105.819	33.416	688.302	234.519	7.305.000	8.485	984.340
Área Prod.	7,21	9,74	47,13	42,29	198,60	164,30	1.125	1.959	42,24	299,40

Fonte: Elaboração própria, com base nos microdados do Censo Agropecuário 2006. Nota: DP=Desvio-padrão; As variáveis VBP, Capital, Insumos estão em valor monetário (R\$) e a Área produtiva está em hectares.

Além disso, de acordo com Asafu-Adjave (2008), os produtores rurais com estabelecimentos menores possivelmente se empenham menos em adotar práticas conservacionistas comparado àqueles de maior porte. Isto ocorre porque, as estruturas de conservação ocupam proporcionalmente mais espaço em terrenos menores e os benefícios econômicos futuros podem ser insuficientes para compensar o declínio na produção causado inicialmente. Outro ponto relatado pelos autores é que se espera que grandes propriedades tenham melhor qualidade de gerenciamento, o que implica que eles são mais propensos a compreender o problema e a tomar medidas de conservação, como a adoção de práticas conservacionistas (ASAFU-ADJAYE, 2008).

Portanto, diante dos resultados encontrados por este estudo, deve-se ter em mente que a adoção de práticas agrícolas conservacionistas não pode continuar sendo um caminho de produção alternativo, pois estas práticas representam a melhor opção para o futuro da agropecuária brasileira com produção sustentável.

4. Conclusões

O artigo analisou o impacto da adoção das práticas conservacionistas sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros. De modo geral, os resultados não rejeitaram as duas hipóteses levantadas por este estudo.

A primeira hipótese foi corroborada pelos resultados obtidos com as estimações, na medida em que a adoção destas práticas de fato contribuem para que os estabelecimentos adotantes utilizem os fatores produtivos mais eficientemente, resultando em escores médios de eficiência técnica mais elevados, comparados aos não adotantes. Por conseguinte, pode-se concluir que os estabelecimentos rurais pertencentes ao grupo de adotantes das práticas agrícolas conservacionistas operam mais próximo da sua fronteira de produção do que os estabelecimentos que não adotam estas práticas. Portanto, isto evidencia que a adoção de práticas conservacionistas está atrelada à maior eficiência do estabelecimento rural.

Quanto à segunda hipótese, esta também não foi rejeitada pelos resultados encontrados por este estudo ao comparar os escores médios de eficiência técnica entre os adotantes das práticas conservacionistas separados por grupos de áreas. Assim, observou-se que os maiores estabelecimentos que adotam as práticas conservacionistas obtiveram escores médios de eficiência técnica maiores que os minifúndios e pequenos

⁹Dentre as regras para o uso da sala de sigilo no IBGE, para impedir que algum agricultor seja identificado, não é autorizado obter valores de máximos e mínimos nas estimativas das práticas conservacionistas.

estabelecimentos. Uma outra conclusão deste estudo, é que os grandes estabelecimentos mostraram-se mais próximos da sua fronteira de produção do que os minifúndios e pequenos estabelecimentos, isto é, estes conseguem converter os fatores produtivos escassos em produtos a taxas relativamente mais elevadas sob a adoção das práticas conservacionistas.

De modo geral, tendo em vista os resultados das principais estimações, constata-se que estão em consonância com a literatura que trata do tema. Nesse sentido, as práticas conservacionistas analisadas são viáveis para a sustentabilidade da produção agrícola no Brasil. Pois, além de serem efetivas na redução dos impactos negativos da atividade agrícola, estas práticas também trazem benefícios econômicos tangíveis para os agricultores.

Por conseguinte, uma conclusão importante que também pode ser extraída deste estudo é que a sustentabilidade econômica e a ambiental podem ser vistas como complementares, ao invés de serem consideradas objetivos concorrentes. Os benefícios da adoção das práticas como terraços, plantio em curvas de nível, rotação de culturas, lavoura para recuperação de pastagens e pousio ou descanso do solo vão além da melhoria da qualidade física, química e biológica do solo, bem como a redução na ocorrência de pragas, doenças e plantas daninhas, fixação de gás carbônico e manutenção da matéria orgânica no solo, em razão de levarem também a melhoria da eficiência técnica.

Portanto, é fundamental repensar o modelo de desenvolvimento tecnológico que vem sendo adotado na agricultura brasileira, pois a intensificação produtiva precisa ser desenvolvida em bases sustentáveis, com um acompanhamento profissional mais próximo aos produtores. Além disso, é imperativo mudar a visão do produtor para que encare a adoção das práticas conservacionistas como um investimento na propriedade e estar ciente de que o retorno irá ocorrer a médio e longo prazo.

Para isso, são necessários incentivos financeiros e o incremento de políticas públicas que estimulem a confiança do produtor em adotar as práticas conservacionistas, que melhorem o aspecto produtivo não somente em termos econômicos, mas também considerando a sustentabilidade ambiental. Porém, a política não pode ser homogênea aplicada em um ambiente heterogêneo, ou seja, a formulação e implementação da política deve atender os diferentes interesses de acordo com os tamanhos das propriedades, dado que os grandes estabelecimentos que adotam estas práticas são mais eficientes que os pequenos.

A identificação das fontes de ineficiência, também é fundamental para o desenvolvimento de políticas públicas destinadas a melhorar as condições de vida dos produtores agrícolas, principalmente dos pequenos. Os resultados deste estudo sinalizam aos formuladores de política que é necessário, entre os principais aspectos, a melhoria da educação dos agricultores e dos canais de informação tais como serviços de extensão rural (assistência técnica) e redes sociais por meio das cooperativas. Assim, é imprescindível auxiliar os agricultores a superar as barreiras de informação para poder reduzir significativamente as ineficiências técnicas.

5. Referências

- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**. North-Holland, v. 6, n. 1, p. 21–37, 1977.
- ALVES, E.; SOUZA, G. S.; ROCHA, D. P. Lucratividade da Agricultura. **Revista de Política Agrícola**, Brasília/DF. n.2, p. 45-63, 2012.
- ASAFU-ADJAYE, J. Factors Affecting the Adoption of Soil Conservation Measures: A Case Study of Fijian Cane Farmers. **Journal of Agricultural and Resource Economics**. v. 33, n. 1, p. 99-117, 2008.
- BATTESE, G. E. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. **Agricultural economics**, v. 7, n. 3, p. 185–208, 1992.
- BINAM, J.; SYLLA, K.; DIARRA, I.; NYAMBI, G. Factors affecting technical efficiency among coffee farmers in Côte d'Ivoire: Evidence from the Centre West Region. **African Development Review**, v.15, p. 66–76, 2003.
- BRAVO-URETA, B. E.; GREENE, W.; SOLÍS, D. Technical efficiency analysis correcting for biases from observed and unobserved variables: an application to a natural resource management project. **Empirical Economics**, v. 43, n. 1, p. 55-72, 2012.
- BYIRINGIRO, F.; REARDON, T. Farm productivity in Rwanda: Effects of farm size, erosion, and soil conservation investments. **Agricultural Economics**, v. 15, n. 2, p. 127–136, 1996.

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

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

COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. **An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis**. 3rd ed. London: Kluwer Academic Publishers, 1998.

COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C. J.; e BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. 2nd ed. New York: Springer Science, 2005. 349 p.

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

EMBRAPA. **Visão 2030: o futuro da agricultura brasileira**. – Brasília, DF: Embrapa, 2018. 212p.

FAO - FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION OF UNITED NATIONS. **The state of food and agriculture 2013**. Rome: Food and Agriculture Organization of the United Nations; 2013. Disponível em: <<http://www.fao.org/docrep/018/i3300e/i3300e.pdf>>. Acesso em: 09 de maio de 2018.

FREITAS, C. O.; SILVA, F. F.; BRAGA, M. J. Extensão rural e eficiência técnica na agropecuária brasileira: uma análise a partir dos microdados do censo agropecuário. In: 45° Encontro Nacional de Economia – ANPEC, 45, 2017, Natal/RN. **Anais (on-line)** ... Natal, 2017. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/novosite/br/45-encontro-nacional-de-economia--trabalhos-selecionados>>. Acesso em: 04 de setembro de 2017.

FREITAS, C. O.; TEIXEIRA, E. C.; BRAGA, M. J.; SCHUNTZEMBERGER, A. M. S. Eficiência técnica e tamanho do estabelecimento rural brasileiro: uma análise a partir dos microdados do censo agropecuário. In: 54° Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural – SOBER, 54, 2016, Maceió/AL. **Anais (on-line)** ... Maceió: Universidade Federal de Alagoas, 2016. Disponível em: <<http://icongresso.itarget.com.br/tra/arquivos/ser.6/1/7037.pdf>>. Acesso em: 08 de janeiro de 2018.

GEBREMEDHIN, B.; SWINTON, S. Investment in soil conservation in Northern Ethiopia: The role of land tenure security and public programs. **Agricultural Economics**, v. 29, 1nd ed., p. 69 – 84, 2003.

HAINMUELLER, J. Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. **Political Analysis**, v. 20, n.1, p. 25-46, 2012.

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

HELFAND, S. M.; 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.

HONG N. B.; YABE, M. Technical Efficiency Analysis of Tea Production in the Northern Mountainous Region of Vietnam. **Global Journal of Science Frontier Research**, v.15, n.1, p. 30-42, 2015.

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

KALIRAJAN, K. P. On measuring economic efficiency. **Journal of Applied Econometrics**, v.5, p.75-85, 1990.

KASSAM, A.; DERPSCH, R.; FRIEDRICH, T. **Global achievements in soil and water conservation: The case of Conservation Agriculture**. In.: International Soil and Water Conservation Research. v. 2, n. 1, p. 5-13, 2014.

LAL, R. Soil degradation as a reason for inadequate human nutrition. **Food Security**. v. 1, n.1, p. 45–57. February, 2009.

LANDAU, E. C.; CRUZ, R. K.; HIRSCH, A.; PIMENTA E GUIMARAES, D. P. **Variação geográfica do tamanho dos módulos fiscais no Brasil**. Sete Lagoas: Embrapa Milho e Sorgo. v.146, 21 ed., 199p., 2012.

LOVELL, C.A.K. **The measurement of productive efficiency: techniques and applications**. USA: Oxford University Press, 1993. 426 p. Cap. II, p.3-67: Production frontiers and productive efficiency.

MCMULLIN, J.; SCHONBERGER, B. **Entropy-balanced discretionary accruals**. Unpublished Results. 2015.

MEEUSEN, W.; VAN DEN BROECK, J. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. **International Economic Review**. v. 18, n.2, p. 435-444. 1977.

NKEGBE, P. K. Technical efficiency in crop production and environmental resource management practices in northern Ghana. **Environmental Economics**, v. 3, 4th ed., p. 43-51, 2012.

PROKOPY, L.S.; FLORES, K.; KLOTTHOR-WEINKAUF, D.; BAUMGART-GETZ, A. Determinants of agricultural best management practice adoption: Evidence from the literature. *Journal of Soil and Water Conservation*. v. 63, n.5, p. 300-311. 2008.

ROSENBAUM, P. R.; RUBIN, D. B. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. **Biometrika**, v. 70, n. 1, p. 41–55, 1983.

SAMBUICHI, R. H. R.; OLIVEIRA, M. A. C.; SILVA, A. P. M.; LUEDEMANN, G. A. **Sustentabilidade Ambiental da Agropecuária Brasileira: Impactos, Políticas Públicas e Desafios**. Texto para Discussão (IPEA, Brasília), v. 1782, p. 1-47, 2012.

SANTOS, R. B. N.; BRAGA, M. J. Impactos do crédito rural na produtividade da terra e do trabalho nas Regiões Brasileiras. **Economia Aplicada**, v. 17, n. 3, p. 299–324, 2013.

SCHUNTZEMBERGER, A. M. S. **Evidências do impacto do cooperativismo de crédito na agropecuária brasileira**. 2016. 172 f. Tese (Doutorado em Desenvolvimento Econômico) - Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

SHERLUND, S. M.; BARRET, C. B., ADESINA, A. A. Smalholder technical Efficiency controlling for environmental production conditions. *Journal of Development Economics*. Amsterdam, v. 69, n. 1, p. 85-101, 2002.

SILVA, L. A. C. **A função de produção da agropecuária brasileira: diferenças regionais e evolução no período 1975 - 1985**. 1996. 157 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1996.

SOLÍS, D.; BRAVO-URETA, B. E.; QUIROGA, R. E. Technical Efficiency among Peasant Farmers Participating in Natural Resource Management Programmes in Central America. **Journal of Agricultural Economics**, v.60, n.1, p. 202–219, 2009.

SOLÍS, D.; BRAVO-URETA, B. E.; QUIROGA, R. E. Soil conservation and technical efficiency among hillside farmers in Central America: a switching regression model. **The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics**, v. 51, 4th ed., p. 491-510, 2007.

TAYLOR, T. G.; 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, n. 1, p. 149–160, 1986.

TOSAKANA, N. S. P.; VAN TASSELL, L. W.; WULFHORST, J. D.; BOLL, J.; MAHLER, R.; BROOKS, E. S.; KANE, S. Determinants of the adoption of conservation practices by farmers in the Northwest Wheat and Range Region. **Journal of Soil and Water Conservation**. v. 65, n. 6, p. 404 – 412, 2010.