

EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS ESTABELECIMENTOS RURAIS BRASILEIROS: O QUE NOS DIZEM OS MICRODADOS DO CENSO AGROPECUÁRIO 2006?¹

A. M. SCHUNTZEMBERGER^{2*}, A. V. SAMPAIO³

¹Recebido em 25/04/2017. Aprovado em 21/08/2018.

²Departamento de Zootecnia da Universidade Estadual de Londrina, Londrina, PR, Brasil.

³Departamento de Economia da Universidade Federal do Paraná, Curitiba, PR, Brasil.

*Autor correspondente: amandamss@uel.br

RESUMO: O objetivo deste trabalho foi estimar os escores de eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros utilizando o método da Fronteira Estocástica de Produção. Para tanto, foram utilizados os microdados do Censo Agropecuário 2006 do IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), cujas unidades de pesquisa são os estabelecimentos agropecuários, visto que os mesmos permitem caracterizações amplas, bem como a minimização de possível viés causado pela agregação das informações em âmbito municipal ou estadual. Dentre os resultados, destaca-se que o valor da produção respondeu positivamente a aumentos nos fatores terra, bens de capital, trabalho e insumos, mas negativamente ao estoque de animais existente no estabelecimento. A média da eficiência técnica estimada foi de 0,32, sendo que esse baixo valor observado sugere que, em média, os estabelecimentos agropecuários brasileiros eram bastante ineficientes. Este resultado é de grande importância para as políticas agropecuárias, uma vez que sugerem que políticas voltadas para reduzir a ineficiência técnica dos estabelecimentos rurais podem ser eficazes para aumentar a produção agropecuária.

Palavras-chave: agropecuária, eficiência técnica, fatores de produção, funções de produção, modelos econométricos

TECHNICAL EFFICIENCY OF RURAL BRAZILIAN ESTABLISHMENTS: WHAT DO THE MICRODATA FROM THE 2006 AGRICULTURAL CENSUS TELL US?

ABSTRACT: The objective of this work was to estimate the technical efficiency scores of Brazilian agricultural establishments using Stochastic Frontier Analysis. For that purpose, microdata from the 2006 Brazilian Agricultural Census of the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE) were used. The units of analysis are the agricultural establishments since they allow broad characterization, as well as minimization of possible bias caused by data aggregation at the municipal or state level. The value of production responded positively to increases in land, capital goods, labor and inputs, but negatively to the stock of animals on the property. The average estimated technical efficiency was 0.32. This low value observed suggests that Brazilian agricultural establishments were in general fairly inefficient. This result is important for agricultural policies since it suggests that policies aimed at reducing the technical inefficiency of agricultural establishments may be effective in increasing agricultural production.

Key words: husbandry, technical efficiency, factors of production, production functions, econometric models

INTRODUÇÃO

Segundo Lima et al. (2012), entende-se por eficiência técnica o modo como uma combinação ótima de insumos é empregada no processo produtivo com o intuito de obter o produto máximo. Isto significa que esta eficiência trata da relação entre os insumos e o produto total final, logo, pode ser considerada uma medida de produtividade total.

Apesar de comumente utilizadas, diversos autores consideram que as medidas parciais de produtividade, como por exemplo a produtividade da terra (quantidade produzida por área), possuem uma grave deficiência na medida em que consideram apenas um fator de produção, no caso do exemplo, a terra, e ignoram todos os demais fatores, tais como trabalho, máquinas, fertilizantes etc (Alvarez e Arias, 2004; Masterson, 2007). Segundo Helfand e Levine (2004), o uso dessas medidas parciais de produtividade na formulação de políticas públicas poderia resultar em recomendações de uso excessivo dos insumos que não foram considerados no cálculo da eficiência.

De acordo com Alvarez e Arias (2004), medidas de produtividades total dos fatores, que são razões de agregados de produtos e insumos, são mais adequadas para a comparação de desempenho entre os estabelecimentos. Conforme os autores, o índice de eficiência técnica orientada pelo produto pode ser interpretado como uma medida da PTF, visto que o numerador do índice é o produto observado e o denominador é o produto potencial obtido utilizando a fronteira de produção, podendo relativamente ser interpretado como um agregado de insumos. Segundo Tupy e Yamaguchi (1998), o enfoque da eficiência, que considera a relação global de todos os insumos e produtos, parece ser mais próximo da realidade do que os tradicionais indicadores parciais de produtividade.

Em geral, as pesquisas de eficiência técnica da agropecuária realizadas com foco no Brasil baseiam-se geralmente em dados agregados em nível estadual, municipal, ou por meio da construção de fazendas representativas (Helfand e Levine, 2004; Magalhães et al. (2011); Rada e Valdes, 2012; Araújo e Araujo, 2016). Uma forma alternativa de mensurar a eficiência técnica dos estabelecimentos

agropecuários brasileiros é por meio do uso de microdados, ou seja, informações captadas em nível de estabelecimento agropecuário. Nesse aspecto, para Mauritti et al. (2002), o trabalho de investigação conduzido com o acesso direto aos microdados tem as seguintes vantagens: realização de análises de dados mais finas; a construção de variáveis compostas de tipos diversificados, adaptadas a parâmetros teóricos e temas de investigação; desenvolvimento de análises multivariadas, estabelecendo relações entre um grande número de indicadores; e a prática de relação experimental com as bases de dados, conduzindo a processos de interação entre parâmetros teóricos, ensaios de operacionalização e tentativas de interpretação de resultados.

Assim sendo, o objetivo deste trabalho foi estimar a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros utilizando os microdados do Censo Agropecuário 2006 do IBGE, visto que os mesmos permitem caracterizações amplas, bem como a minimização de possível viés causado pela agregação das informações em âmbito municipal ou estadual.

MATERIAL E MÉTODOS

A estratégia adotada para alcançar os objetivos propostos na pesquisa se baseia no uso da técnica de *Fronteira Estocástica de Produção* para obtenção dos níveis de eficiência dos estabelecimentos agropecuários brasileiros, pois diversos autores sugerem que a eficiência técnica da agropecuária seja mensurada por meio de funções de produção de fronteira estocástica (Taylor e Shonkwiler, 1986; Coelli e Battese, 1996).

O principal objetivo do modelo de fronteira estocástica é a estimação de uma função de produção, em que se espera obter a máxima produção a partir de uma combinação de fatores, em determinado nível tecnológico. Porém, nada garante que se esteja utilizando uma combinação eficiente de fatores que maximizem a produção, uma vez que podem existir ineficiências técnicas na utilização desses fatores. Isso implica que a unidade pode estar produzindo abaixo da fronteira máxima de produção (Marinho e Ataliba, 2000).

A noção de eficiência técnica em funções de produção de fronteira está diretamente

relacionada à definição teórica de uma função de produção como uma função matemática que proporciona o máximo de produção possível a partir de um determinado conjunto de fatores de produção. A partir desta definição, a função de produção de fronteira representa o limite superior da produção. Ou seja, para qualquer estabelecimento agropecuário que possui um determinado nível de tecnologia, a quantidade produzida observada pode estar sobre ou abaixo da fronteira de produção, mas não acima. Dessa forma, o quanto a produção desse estabelecimento fica aquém da fronteira de produção fornece uma medida lógica de ineficiência técnica (Taylor e Shonkwiler, 1986). A Figura 1 ilustra a eficiência técnica numa função de produção de fronteira. Intuitivamente, destaca-se que o ponto A seria um ponto ineficiente, uma vez que está abaixo da fronteira de produção, onde está localizado o ponto B.

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, como por exemplo, variações climáticas, pragas e doenças. Em contraste com os modelos de fronteira determinística, cujas variações aleatórias são incorporadas na medida da ineficiência técnica, a especificação dos modelos de fronteira estocástica inclui um componente de erro aleatório para explicar tais variações. Assim, a forma básica da função de produção de fronteira estocástica é dada por:

$$Y_i = f(X_i; \beta)e^{(v_i - u_i)}, \text{ onde } i = 1, 2, 3, \dots, n$$

em que, " Y_i " é a produção obtida pelo i -ésimo estabelecimento agropecuário; " X_i " é o vetor dos fatores de produção utilizados; " β ", o vetor de parâmetros a ser estimado; e " v_i " e " u_i " são os termos de erro. O componente de erro aleatório " v_i " explica os erros de medição da produção devidos às variações climáticas, presença de insumos não-observáveis na produção, erros na observação e mensuração dos dados, enquanto que o componente de erro " u_i " representa a

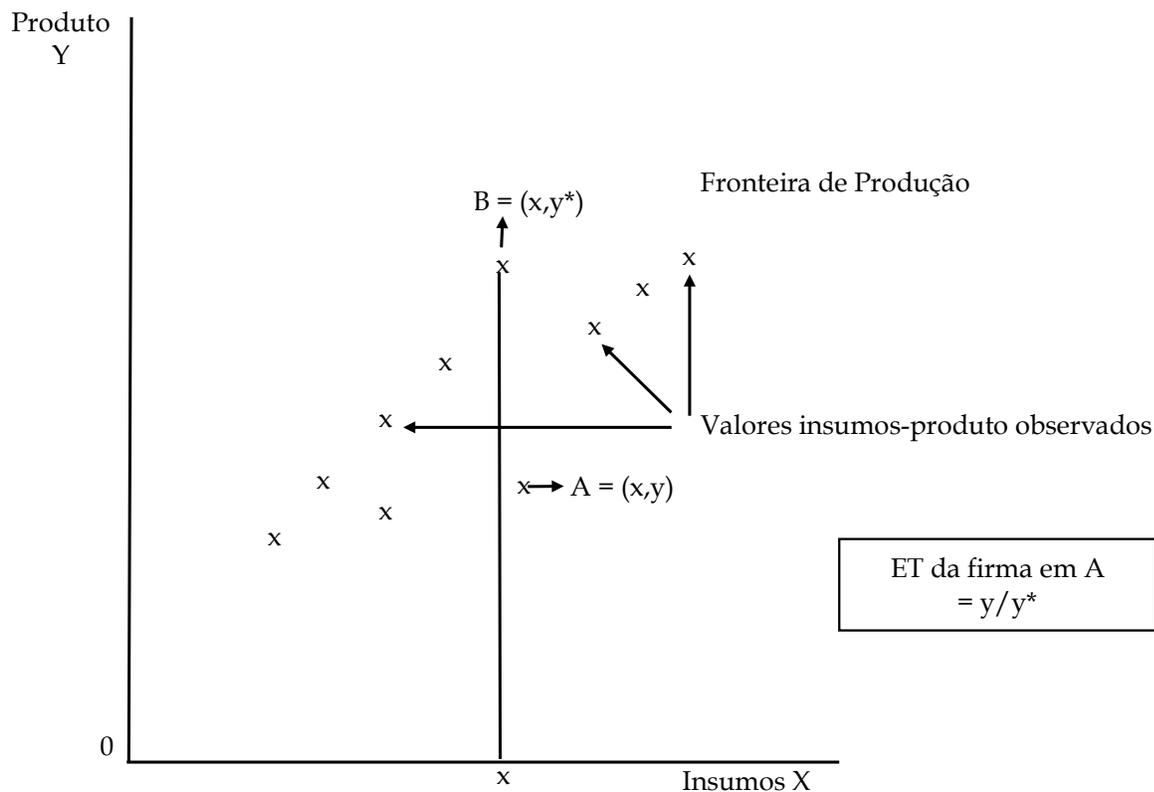


Figura 1 - Eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários no espaço insumo-produção.

Fonte: Adaptado de BATTESI (1992).

restrição do nível de produção a valores iguais ou menores do que o da fronteira de produção, caracterizando, portanto, a ineficiência técnica do estabelecimento agropecuário (Lima e Almeida, 2014). Frequentemente, os parâmetros são estimados por métodos de Máxima Verossimilhança.

A estimação do modelo de fronteira estocástica requer que sejam feitas suposições sobre as distribuições de “ v_i ” e “ v_i^* ”, sendo as suposições mais usuais as de que “ v_i ” tem uma distribuição normal, com média zero e variância “ σ_v^2 ”, sendo independente e identicamente distribuída (iid); e que o termo unilateral (não negativo) “ v_i^* ” pode seguir uma distribuição meio-normal, normal truncada, gama ou exponencial, com média $\mu > 0$ e variância “ σ_v^2 ” (Aigner et al., 1977).

Dado um vetor de fatores de produção, “ X_i ”, a produção potencial (Y_i^*) é definida como a máxima produção obtida na ausência de ineficiência técnica ao longo do processo produtivo, sendo representada por:

$$Y_i^* = e^{(X_i\beta + v_i)}$$

Desse modo, a eficiência técnica estimada do i -ésimo estabelecimento agropecuário pode, então, ser definida como a razão entre a sua produção observada e a produção potencial, também conhecida como produção de fronteira, dada a tecnologia disponível, sendo formulada como segue:

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

em que o escore de eficiência técnica (ET_i) é um valor entre zero e um ($0 \leq ET_i \leq 1$), sendo que zero representa plena ineficiência e 1, eficiência total.

Da mesma forma que no estudo de Helfand (2003), para estimar a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários da amostra foi utilizada uma função de produção do tipo Cobb-Douglas, considerando o valor da produção e 5 (cinco) fatores de produção, os quais são detalhados a seguir. Segundo Hanley e Spash (1993), a Cobb-Douglas é preferível a outras formas, se houver três ou mais variáveis independentes no modelo, por incorrer em menor perda de graus de liberdade. Assim, a forma linearizada desta função de fronteira

estocástica é representada por:

$$\ln Y_i = \ln \beta_0 + \beta_1 \ln \text{areaprod}_i + \beta_2 \ln \text{valorbens}_i + \beta_3 \ln \text{nut}_i + \beta_4 \ln \text{insumos}_i + \beta_5 \ln \text{ua}_i + \sum_{j=1}^4 \text{tamanho}_j + \sum_{k=1}^{26} UF_k + v_i - u_i$$

em que “ Y_i ” denota a produção em 2006, mensurada pelo valor total da produção, em reais, do i -ésimo estabelecimento agropecuário; “ areaprod_i ” é a área produtiva, em hectares, do estabelecimento, compreendendo o somatório das áreas de lavoura, pecuária e agrossilvicultura, representando uma *proxy* do fator terra; “ valorbens_i ” é o valor total, em reais, dos bens dos estabelecimentos agropecuários, sendo uma *proxy* do fator capital; “ ut_i ” é a soma do número de unidades de trabalho familiar e contratada, sendo uma *proxy* do fator trabalho; “ insumos_i ” refere-se à despesa realizada não remuneradora de fator produtivo, captada pelo ao somatório dos gastos, em reais, com corretivos do solo, adubos, agrotóxicos, medicamentos para animais, sementes e mudas, sal/ração, combustível e energia, representando uma *proxy* do fator insumos; “ ua_i ” é o número de unidades animal existentes nos estabelecimentos (equivalente ao número total de animais existentes nos estabelecimentos agropecuários), sendo uma *proxy* do estoque de animais; e “ v_i ” e “ v_i^* ” são os termos de erro.

Conforme a metodologia do Censo Agropecuário 2006, a unidade de trabalho familiar foi obtida pela soma do número de pessoas, homens ou mulheres, com laços de parentesco com 14 anos ou mais de idade, inclusive a pessoa que dirige o estabelecimento, mais a metade do número de pessoas com laços de parentesco menores de 14 anos, mais o número de empregados em “outra condição” com 14 anos ou mais de idade, mais a metade do número de empregados em ‘outra condição’ com menos de 14 anos de idade. Já a unidade de trabalho contratado foi obtida pela soma do número de homens e mulheres: empregados permanentes de 14 anos ou mais de idade, mais a metade do número de empregados permanentes com menos de 14 anos de idade, mais empregados parceiros de 14 anos ou mais de idade, mais a metade do número de empregados parceiros com menos de 14 anos de idade, mais o resultado da divisão do número de diárias pagas em 2006 por 260, e mais o resultado da divisão dos dias

de empreitada por 260 (IBGE, 2006).

Para controlar características fixas que podem ser devidas aos diferentes tamanhos dos estabelecimentos foram consideradas quatro variáveis dummies para verificar se os estabelecimentos eram classificados, de acordo com o número de módulos fiscais, em minifúndios (*tamanho*₁) pequenos (*tamanho*₂), médios (*tamanho*₃) ou grandes (*tamanho*₄). Essas variáveis assumiam valor 1 quando o estabelecimento era classificado como tal e valor 0, caso contrário.

Conforme LANDAU et al. (2012), o módulo fiscal representa a área mínima necessária para as propriedades rurais poderem ser consideradas economicamente viáveis, sendo que o seu tamanho varia de 5 a 110 hectares, conforme o município. O módulo fiscal serve de parâmetro para a classificação fundiária dos imóveis rurais do município quanto ao seu tamanho, em conformidade com a Lei nº. 8.629, de 25 de fevereiro de 1993, podendo as propriedades rurais serem classificadas em: a) minifúndios, com tamanho de até um módulo fiscal; b) pequenas propriedades, com área entre um e quatro módulos fiscais; c) médias propriedades, com dimensão superior a quatro até 15 módulos fiscais; e d) grandes propriedades, com área maior do que 15 módulos fiscais (LANDAU et al., 2012).

É necessário considerar as diferenças regionais do Brasil na análise da eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários, pois, conforme Buainain et al. (2007), além das condições naturais, o território brasileiro é heterogêneo por outros fatores, como aqueles relativos à ocupação histórica. Assim, a regressão foi estimada considerando efeitos fixos em níveis estaduais na tentativa de controlar essa heterogeneidade espacial. Para tanto, foi incluído no modelo uma *dummy* para cada unidade da federação (*UF_k*), as quais assumiam valor 1 quando o estabelecimento agropecuário pertencia àquela unidade da federação e valor 0, caso contrário.

O modelo estimado assumiu que o componente de erro aleatório "*v_i*" e tem distribuição normal, independente e identicamente distribuída (iid), truncada em zero e com variância " σ_v^2 "; e que o componente de ineficiência técnica "*v_i*" é não-negativo e segue uma distribuição exponencial, da

mesma forma que no trabalho Tupy e Shiota (1998). Após a estimação do modelo de fronteira estocástica, as eficiências técnicas dos estabelecimentos agropecuários da amostra foram estimadas usando a esperança condicional, $E[\exp(-U_i | V_i - U_i)]$, conforme sugerido por Battese e Coelli (1988).

Aigner et al. (1977) sugeriram que as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros do modelo sejam obtidas em termos de parametrização, na qual $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$ e $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$. Um valor de λ maior do que 1 (um) significa que a variância do efeito de ineficiência técnica (*v_i*) é maior que o termo de erro estocástico (*v_i*) e vice-versa quando λ é menor que 1 (um).

Por conta da heterogeneidade existente entre os estabelecimentos agropecuários, os erros-padrão foram estimados utilizando-se o método de reamostragem por *bootstrap*, considerando o padrão do pacote estatístico utilizado (50 replicações). Assim, o grau de

Tabela 1 - Distribuição geográfica dos estabelecimentos agropecuários da amostra

Região	Total de Estabelecimentos	% ¹
Norte	303.257	8,17
Nordeste	1.745.376	47,02
Sudeste	716.523	19,30
Sul	730.138	19,67
Centro-Oeste	217.027	5,85
Brasil	3.712.321	100

¹Percentuais referem-se ao total de estabelecimentos da amostra existentes em cada região e no Brasil.

confiabilidade nas inferências realizadas a partir dos resultados estatísticos estimados é maior.

Inicialmente, esperava-se encontrar uma relação positiva entre os fatores de produção considerados e o valor bruto da produção, evidenciando uma relação diretamente proporcional entre o aumento desses fatores e o aumento do valor da produção agropecuária. Todavia, a possibilidade de encontrar algum sinal negativo para esses coeficientes não foi descartada.

As informações sobre as variáveis utilizadas são provenientes dos microdados do Censo Agropecuário 2006, acessadas diretamente na

Tabela 2 – Distribuição dos estabelecimentos da amostra, por condição em relação à agricultura familiar

Região	Agricultura não Familiar	%	Agricultura Familiar	% ¹
Norte	46.763	15,42	256.494	84,58
Nordeste	194.128	11,12	1.551.248	88,88
Sudeste	157.965	22,05	558.558	77,95
Sul	109.119	14,94	621.019	85,06
Centro-Oeste	79.831	36,78	137.196	63,22
Brasil	587.806	15,83	3.124.515	84,17

¹Percentuais referem-se ao total de estabelecimentos da amostra existentes em cada região e no Brasil.

sala de sigilo da sede do IBGE localizada no Rio de Janeiro, mediante aprovação prévia de projeto de pesquisa. Houve a necessidade de recorte e tratamento dos microdados, sendo excluídos os estabelecimentos sem declaração de área, os estabelecimentos localizados na área urbana, bem como os dos setores especiais como favelas, quartéis etc, mantendo-se apenas os do setor normal. Também foram excluídos os estabelecimentos pertencentes a assentamentos e os classificados como agroindústria, pois, segundo Santos e Braga (2013), aqueles possuem um aglomerado muito peculiar, existindo geralmente um conjunto de famílias assentadas, o que não estaria representando, de certa forma, um único estabelecimento; e estes podem representar problemas de *outliers* na amostra.

Além disso, a amostra utilizada incluiu apenas os estabelecimentos cuja propriedade era de um produtor individual, não sendo considerados aqueles classificados como condomínio, consórcio ou sociedade de pessoas, cooperativa, sociedade anônima ou por cotas de responsabilidade limitada, instituição de utilidade pública, governo ou outra condição, pois, por mais que as características definam um único responsável por esses estabelecimentos, na prática, eles têm múltiplos proprietários. Da mesma forma, foram excluídos os estabelecimentos cujo tipo do produtor não é identificado.

Após as transformações, ao todo, 1.463.315 observações foram deletadas (28% da amostra original), sendo a amostra final composta de 3.712.321 estabelecimentos. Todas as agregações, dados gerados e análises foram realizados utilizando-se o software STATA versão 13 (STATA Corporation, College Station, Texas).

RESULTADOS E DISCUSSÃO

A fim de caracterizar a amostra, na Tabela 1 é apresentada a distribuição geográfica dos estabelecimentos que a compõe. Nota-se que o Nordeste concentrava a maior parte dos estabelecimentos (47%), enquanto que o Centro-Oeste detinha a menor proporção (5,85%).

Em relação à agricultura familiar (Tabela 2), 84,17% dos estabelecimentos eram classificados como de agricultura familiar, conforme a Lei nº. 11.326/2006 (BRASIL, 2006). Dentre as regiões, o Nordeste detinha o maior número de agricultores familiares, representando 49,65% do total de estabelecimentos familiares e mais de 88% dos estabelecimentos localizados nessa região. Já a região Centro-Oeste concentra a menor proporção dos estabelecimentos com agricultura familiar (4,39%), o que corresponde a 63,22% dos estabelecimentos da região. Em se tratando da agricultura não familiar, 15,83% dos estabelecimentos são caracterizados como tal.

Em relação ao tamanho (Tabela 3), cerca de 93% dos estabelecimentos tinham até 4 (quatro) módulos fiscais, sendo que a grande maioria (76,5%) eram minifúndios, cuja área total era menor do que um módulo fiscal, enquanto que os outros 16,5% eram classificados como pequenas propriedades, com área total entre um e quatro módulos fiscais. Dos demais estabelecimentos, 5,2% e 1,8% eram considerados, respectivamente, médias e grandes propriedades, com áreas totais maiores que 4 e menores que 15 módulos fiscais no caso das médias e maiores que 15 módulos fiscais no caso dos grandes estabelecimentos.

A maior concentração de minifúndios

Tabela 3 - Distribuição dos estabelecimentos da amostra, segundo o tamanho dos mesmos em módulos fiscais

Região	Minifúndio (<1 MF)	% ¹	Pequeno (1 a 4 MF)	% ¹	Médio (>4 a 15 MF)	% ¹	Grande (>15 MF)	% ¹
Norte	214.506	70,73	64.835	21,38	17.459	5,76	6.457	2,13
Nordeste	1.557.657	89,24	138.392	7,93	39.107	2,24	10.220	0,59
Sudeste	489.689	68,34	158.762	22,16	54.362	7,59	13.710	1,91
Sul	475.778	65,16	193.425	26,49	44.840	6,14	16.095	2,20
Centro-Oeste	101.519	46,78	56.329	25,95	36.998	17,05	22.181	10,22
Brasil	2.839.149	76,48	611.743	16,48	192.766	5,19	68.663	1,85

¹Percentuais referem-se ao total de estabelecimentos da amostra existentes em cada região e no Brasil.

estava no Nordeste, compreendendo 54,86% do total destes estabelecimentos, seguido do Sudeste (17,25%), Sul (16,76%), Norte (7,56%) e pelo Centro-Oeste (3,58%). Em relação aos pequenos estabelecimentos, o predomínio era maior no Sul, representando 31,62% do total, enquanto que apenas 9,21% deles estavam localizados no Centro-Oeste. As demais pequenas propriedades localizavam-se nas regiões Sudeste (25,95%), Nordeste (22,62%) e Norte (10,60%).

Os médios estabelecimentos predominavam no Sudeste, correspondendo a 28,2% do total destas propriedades; e eram menos frequentes no Norte, que detinha apenas 9,06% do total de médias propriedades. As regiões Sul, Nordeste e Centro-Oeste concentravam, respectivamente, 23,26%, 20,29% e 19,19% do restante das médias propriedades. Já os grandes estabelecimentos, também conhecidos como latifúndios, representavam apenas 2,14% da amostra. A maior frequência de grandes propriedades foi verificada no Centro-Oeste (33,36% do total), enquanto que a menor ocorrência se deu na região Norte, com apenas 8,8% destes estabelecimentos.

Considerando o total de estabelecimentos de cada região, os minifúndios representavam a grande maioria dos estabelecimentos da região Nordeste, sendo cerca de 89% das propriedades localizadas nessa região. Por outro lado, os latifúndios representavam apenas 0,59% dos estabelecimentos do Nordeste. Em contrapartida, o Centro-Oeste era a única região que possuía mais de 10% do total de seus estabelecimentos classificados como grandes propriedades, enquanto que menos da metade (46,78%) eram caracterizados como minifúndios.

Na Tabela 4 são apresentados os

resultados das estimativas do modelo de fronteira estocástica. Verifica-se que, pelo resultado do teste de Wald, a hipótese nula de insignificância conjunta das variáveis foi rejeitada ao nível de 1%, sendo o modelo estimado adequado. É válido lembrar que o modelo foi estimado utilizando reamostragem por bootstrap para obtenção de erros-padrão robustos de modo a evitar possíveis problemas

Tabela 4 - Estimação do modelo de Fronteira Estocástica de Produção.

Observações	3.712.321	
Loglikelihood	-8,39e+06	
Wald Test	5,06e+06	
Prob>chi2	0,000	
Coeficientes	Erros-padrão	
Lnareaprod	0,208***	0,001
Lnvalorbens	0,213***	0,001
Lnut	0,372***	0,0018
Lninsumos	0,255***	0,0007
Lnu	-0,0215***	0,0008
Constante	5,258***	0,0314
Usigma	1,757***	0,0013
Vsigma	0,195***	0,0021
Lambda	2,4078	-

***significativo a 1%.

de heterocedasticidade e conferir, assim, maior robustez aos resultados.

Uma vez que a função está expressa em termos de logaritmos naturais, os coeficientes estimados são diretamente interpretados como as elasticidades parciais da produção em relação aos fatores considerados, ou seja, como a participação relativa de cada fator de produção

no produto total, devendo ser interpretadas em termos percentuais (Nascimento et al., 2012). Para facilitar a visualização dessas elasticidades, os coeficientes associados às variáveis dummies que representam os diferentes tamanhos de estabelecimento e as unidades da federação não foram apresentados.

Observa-se que, para o modelo estimado, todos os fatores de produção considerados foram significativos a 1% ($p < 0,01$), sendo que o valor da produção respondeu positivamente a aumentos nos fatores terra, bens de capital, trabalho e insumos, mas negativamente ao estoque de animais existente no estabelecimento (Tabela 4).

A elasticidade estimada para o fator terra (*lnareaprod*) sugere que um aumento em 10% deste fator estaria associado a um valor total médio da produção agropecuária 2,08% maior. Freitas et al. (2016) relatam que a maior parte dos estudos sobre a produtividade do setor agropecuário tem apontado para uma relação inversa entre tamanho da propriedade e produtividade, o que poderia induzir a política de reordenamento fundiário no sentido de elevar o desempenho produtivo de todo o setor. Contudo, conforme os autores, os resultados recentes encontrados têm sido contraditórios, principalmente quando se considera a omissão de variáveis relevantes quanto às características do produtor, referentes ao capital humano, físico e social dos estabelecimentos. Ademais, os referidos autores comentam que grande parte dos trabalhos utiliza medidas parciais de produtividade, consideradas insuficientes para investigar a importância do tamanho do estabelecimento e sua influência no desempenho produtivo.

Em relação a variável "*lnvalorbens*", a elasticidade estimada indica que um aumento em 10% no valor dos bens elevaria o valor total da produção, em média, em 2,13%, mantidas constantes as outras elasticidades. Quanto ao fator trabalho, verificou-se que a variável "*lnut*" apresentou a maior elasticidade entre os fatores produtivos, demonstrando relevante importância na formação do VBP nacional. Nota-se que um acréscimo de 10% no fator trabalho aumentaria, em média, a produção agropecuária em 3,72%, mantendo os demais fatores constantes.

No que diz respeito ao coeficiente estimado

para os insumos (*lninsumos*), o resultado indica que os gastos com corretivos para solos, adubos, agrotóxicos, medicamentos para animais, sementes e mudas, sal/ração, combustível e energia apresentaram a segunda maior elasticidade de produção, sugerindo que um aumento em 10% no total dessas despesas elevaria o valor total médio da produção em 2,55%. Dada a importância desses insumos nos processos produtivos, era de se esperar esse comportamento positivo em relação ao valor da produção. Nesse contexto, ALVES (2015) argumenta que o uso intensivo de sementes selecionadas, de fertilizantes e outros agroquímicos (tecnologia bioquímica) impulsiona a produtividade da terra, na mesma medida em que a maior presença, no processo produtivo, das máquinas e equipamentos agrícolas (tecnologia mecânica) incrementa a produtividade do trabalho.

Quanto à elasticidade estimada para o estoque de animais (*lnua*), o sinal encontrado foi contrário ao esperado. Entretanto, destaca-se que, ao utilizar como variável independente o número de unidades animal existentes no estabelecimento agropecuário como *proxy* para o fator estoque de animais, a importância deste fator no processo produtivo pode estar sendo mascarada, pois a variável não traz nenhuma informação sobre como o estoque de animais é utilizado pelo estabelecimento, nem informações sobre as características desse estoque. Caso o estoque seja indevidamente utilizado pelo estabelecimento, como por exemplo, em densidades acima da capacidade do mesmo, situações como a alimentação insuficiente e até mesmo a ocorrência de doenças podem propiciar valores de produção mais baixos.

Uma das vantagens de utilizar a forma funcional Cobb-Douglas em sua forma log linear é possibilidade de identificar os retornos à escala da função de produção por meio da soma direta das elasticidades dos fatores produtivos. Nesse sentido, o resultado próximo de 1 da soma dos parâmetros associados aos fatores de produção utilizados (1,0265) sugere que os retornos de escala da função de produção estimada são constantes. Entretanto, nenhum teste foi realizado para verificar se esta hipótese é válida. Tal resultado corrobora o estimado por Alves et al. (2012), os quais,

também com base nos microdados do Censo Agropecuário 2006, identificaram um retorno à escala próximo a unidade (0.924). No entanto, esses autores utilizam três fatores produtivos para representar a fronteira de produção do Brasil, quais sejam: gastos com trabalho, gastos com terra e gastos com insumos tecnológicos. Sendo assim, a pequena diferença encontrada para os retornos aos fatores produtivos pode ter sido devido às diferenças nas especificações da fronteira estocástica em cada pesquisa.

Outro importante resultado é a estimativa do parâmetro Λ , obtida pela divisão da variância da ineficiência (U_{σ}) pela variância do componente do erro aleatório (V_{σ}), que permite testar a existência ou ausência da ineficiência técnica. O valor estimado (2,4078) indica que a maior parte do erro se deve à ineficiência, ou seja, no modelo estimado, as diferenças entre os produtos observados e a fronteira ótima seriam, primordialmente, devidas à ineficiência técnica.

Foram obtidas as estimativas individuais da eficiência técnica para cada estabelecimento e a média da eficiência técnica foi de 0,32, o que implica que, em média, os estabelecimentos agropecuários brasileiros são capazes de obter apenas 32% da máxima produção possível, dadas as combinações de insumos utilizadas pelos mesmos. Esse baixo valor observado sugere que, em média, os estabelecimentos agropecuários brasileiros eram bastante ineficientes. Tal resultado corrobora outros estudos sobre a existência de ineficiência técnica na produção agropecuária brasileira (Magalhães et al., 2011; Teixeira et al., 2014, Freitas et al., 2016). Este resultado é de grande importância para as políticas agrícolas, uma vez que sugerem que políticas voltadas para reduzir a ineficiência técnica dos estabelecimentos podem ser eficazes para aumentar a produção agropecuária.

CONCLUSÕES

Os resultados da eficiência técnica, obtidos pela estimação da função fronteira estocástica de produção, sugerem que os estabelecimentos agropecuários brasileiros eram bastante ineficientes. Neste aspecto, para tentar reduzir as ineficiências observadas na agropecuária brasileira, muito mais do que ações que

possibilitem um maior acesso aos fatores de produção, as políticas devem ser direcionadas a questões que permitam um uso mais adequado desses fatores. Por exemplo, não adianta possibilitar o produtor rural comprar mais insumos, por meio de políticas de crédito rural, se ele não souber que, se usados de forma inadequada ou em excesso, eles podem ter efeitos negativos na produção agropecuária. Dessa forma, as políticas voltadas para assistência técnica, qualificação da mão de obra, difusão de tecnologia, entre outras, podem reduzir os níveis de eficiência dos estabelecimentos, com um mínimo de alteração nas quantidades dos fatores de produção, visto que possibilitarão um uso mais racional desses fatores. E, uma vez que foram observadas disparidades inter-regionais, as políticas de desenvolvimento regional são imprescindíveis em todas as macrorregiões brasileiras.

Dentre as limitações do estudo, destaca-se que as análises realizadas aplicam-se somente ao Brasil, uma vez que a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários pode ser influenciada pelo ambiente institucional e políticas públicas vigentes. Portanto, generalizações para outros casos devem ser feitas com cuidado. Além disso, o modelo empírico utilizado não considerou variáveis como o acesso ao crédito e o acesso à assistência técnica, fatores esses que podem influenciar, direta e indiretamente, a produção do estabelecimento. Entretanto, apesar da existência de limitações, acredita-se que esse estudo contribuiu com a geração de informações relevantes para a discussão sobre a eficiência técnica da agropecuária brasileira.

Como sugestão para trabalhos futuros, considerando as heterogeneidades produtivas existentes entre os estabelecimentos agropecuários brasileiros, sugere-se realizar as análises considerando um modelo de regressão quantílica, o qual permite verificar a eficiência técnica em diferentes quantis das variáveis de interesse consideradas, como é o caso dos diferentes tamanhos (classes de área) dos estabelecimentos agropecuários.

AGRADECIMENTOS

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

REFERÊNCIAS

- AIGNER, D.J.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v.6, p.21-37, jul. 1977. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- ALVARES, A.; ARIAS, C. Technical efficiency and farm size: a conditional analysis. **Agricultural Economics**, v.30, p.241-250, 2004. <https://doi.org/10.1111/j.1574-0862.2004.tb00192.x>
- ALVES, E. O que significam as medidas de produtividade da agricultura? **Revista de Economia e Agronegócio**, v. 8, p.349-370, 2015.
- ALVES, E.; SOUZA, G.S.; ROCHA, D.P. Lucratividade da Agricultura. **Revista de Política Agrícola**, n.2, p.45-63, 2012.
- ARAÚJO, W.B.C.; ARAÚJO, J.A. Produtividade, variação da eficiência técnica e tecnológica na agricultura dos municípios cearenses. **INTERAÇÕES**, v. 17, n. 2, p. 223-233, 2016. <https://doi.org/10.20435/1984042x2016206>
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. **Journal of Econometrics**, v.38, p.387-399, 1988. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(88\)90053-x](https://doi.org/10.1016/0304-4076(88)90053-x)
- BATTESE, G. E. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. **Agricultural Economics**, v. 7, p. 185-208, 1992. [https://doi.org/10.1016/0169-5150\(92\)90049-5](https://doi.org/10.1016/0169-5150(92)90049-5)
- BRASIL. 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 União**, Brasília, DF, 25 jul. 2006. Disponível em: <http://legislacao.planalto.gov.br/legisla/legislacao.nsf/Viw_Identificacao/lei%2011.326-2006?OpenDocument>. Acesso em: 31/03/2017.
- BUAINAIN, A.M.; GONZÁLEZ, M.G.; SOUZA FILHO, H.M.; VIEIRA, A.C.P. **Alternativas de financiamento agropecuário: experiências no Brasil e na América Latina**. Brasília: IICA, 2007.
- COELLI, T.J.; BATTESE, G.E. Identification of factors which influence the technical inefficiency of Indian farmers. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v.40, p.103-128, 1996. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8489.1996.tb00558.x>
- 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: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 54, Maceió, 2016. **Anais...** Brasília-DF: SOBER, 2016. Disponível em: <<http://icongresso.itarget.com.br/tra/arquivos/ser.6/1/7037.pdf>> Acesso em: 21/08/2018.
- HANLEY, N.; SPASH, C.L. **Farm management research for small farmer development**. Rome: FAO, 1993.
- HELFAND, S.M. Os determinantes da eficiência técnica. In: HELFAND, S.M. **Região e espaço no desenvolvimento agrícola brasileiro**. Rio de Janeiro: IPEA, 2003. p. 331-363.
- HELFAND, S.M., LEVINE, E.S. Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West. **Agricultural Economics**, v.31, p.241-49, 2004.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário 2006**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: 31/03/2017.
- LANDAU, E. C.; CRUZ, R. K.; HIRSCH, A.; PIMENTA, F. M.; GUIMARAES, D. P. **Variação geográfica do tamanho dos módulos fiscais no Brasil**. Sete Lagoas, MG: Embrapa Milho e Sorgo, 2012. (Documentos; 146).
- LIMA, A.L.R.; REIS, R.P.; ALVES, R.C. Fronteira de produção e eficiência econômica

da cafeicultura mineira. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 14, p. 268-285, 2012.

LIMA, J.B.O.; ALMEIDA, P.N.A. Crédito rural e eficiência técnica da agropecuária dos municípios do Estado da Bahia. **Revista Desenbahia**, n.20, p.59-90, 2014.

MAGALHÃES, M.M.; SOUZA FILHO, H.M.; SOUSA, M.R.; SILVEIRA, J.M.F.J.; BUAINAIN, A.M. Land reform in NE Brazil: a stochastic frontier production efficiency evaluation. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.49, p.9-30, 2011. <https://doi.org/10.1590/s0103-20032011000100001>

MARINHO, E.; ATALIBA, F. Avaliação do crescimento da produtividade e progresso tecnológico dos estados do Nordeste com o uso da fronteira de produção estocástica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.30, p.427-452, 2000.

MASTERSON, T. Productivity, Technical Efficiency and Farm Size in Paraguayan Agriculture. **The Levy Economics Institute of Bard College**, 2007 (Working Paper no. 490).

MAURITTI, R.; MARTINS, S.C.; COSTA, A.F.; ANTUNES, A.S. Utilização de bases de microdados na investigação em ciências sociais. **Revista de Estatística do INE**, v. 2, p. 49-64, 2002.

NASCIMENTO, A.C.C; LIMA, J.E.; BRAGA, M.J., NASCIMENTO, M.; GOMES, A.P. Eficiência técnica da atividade leiteira em Minas Gerais: uma aplicação de regressão quantílica. **Revista Brasileira de Zootecnia**, v. 41, p. 783-789, 2012.

RADA, N.; VALDES, C. **Policy, Technology and Efficiency of Brazilian Agriculture**. United States: Department of Agriculture (USDA), Economic Research Service, 2012. (Economic Research Report number, 137)

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, p. 299-324, 2013. <https://doi.org/10.1590/s1413-80502013000300004>

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, p. 149-160, 1986. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(86\)90044-1](https://doi.org/10.1016/0304-3878(86)90044-1)

TEIXEIRA, E.C.; MIRANDA, M.H.; FREITAS, C.O. Tamanho do estabelecimento e eficiência técnica na agropecuária brasileira. In: DOULA, S.M.; FIÚZA, A.L.C.; TEIXEIRA, E.C.; REIS, J.D.; LIMA, A.L.R. (Orgs.). **A agricultura familiar em face das transformações na dinâmica recente dos mercados**. 1ed. Viçosa: Suprema, 2014. p. 11-42.

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

TUPY, O.; YAMAGUCHI, L.C.T. Eficiência e produtividade: conceitos e medição. **Agricultura em São Paulo**, v. 45, n. 2, p. 39-51, 1998.