

CARLOS OTÁVIO DE FREITAS

**TAMANHO DOS ESTABELECIMENTOS E EFICIÊNCIA TÉCNICA NA
AGROPECUÁRIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa,
como parte das exigências do
Programa de Pós-Graduação em
Economia Aplicada, para obtenção
do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS - BRASIL
2014

**Ficha catalográfica preparada pela Biblioteca Central da Universidade
Federal de Viçosa - Câmpus Viçosa**

T

F862t
2014

Freitas, Carlos Otávio de, 1987-
Tamanho dos estabelecimentos e eficiência técnica na
agropecuária brasileira / Carlos Otávio de Freitas. – Viçosa, MG,
2014.
ix, 72f. : il. (algumas color.) ; 29 cm.

Orientador: Erly Cardoso Teixeira.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.
Referências bibliográficas: f.66-72.

1. Economia agrícola. 2. Agropecuária. 3. Eficiência
técnica. I. Universidade Federal de Viçosa. Departamento de
Economia Rural. Programa de Pós-graduação em Economia
Aplicada. II. Título.

CDD 22. ed. 338.1

CARLOS OTÁVIO DE FREITAS

**TAMANHO DOS ESTABELECIMENTOS E EFICIÊNCIA TÉCNICA NA
AGROPECUÁRIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada à
Universidade Federal de Viçosa,
como parte das exigências do
Programa de Pós-Graduação em
Economia Aplicada, para obtenção
do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA: 19 de fevereiro de 2014.

André Luis Ribeiro Lima

Steven M. Helfand

Erly Cardoso Teixeira
(Orientador)

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	iv
LISTA DE FIGURAS	v
RESUMO.....	vi
ABSTRACT	viii
1. Introdução.....	1
1.1. Considerações Iniciais	1
1.2. O problema e sua importância.....	5
1.3. Hipóteses	9
1.4. Objetivos.....	9
1.4.1. Objetivo geral	9
1.4.2. Objetivos Específicos	9
2. Revisão de Literatura.....	9
3. Referencial Teórico	14
3.1. Medidas de Eficiência	14
4. Metodologia.....	19
4.1. Eficiência pela fronteira de produção.....	19
4.2. Fronteira estocástica de produção	21
4.2.1. Modelo Analítico.....	22
4.3. Determinantes da eficiência técnica em diferentes faixas de eficiência	26
4.4. Fonte e tratamento dos dados	30
5. Resultados e discussão	33
5.1. Análise descritiva de dados	33
5.2. Análise das produtividades parciais	42
5.3. Função fronteira de produção estocástica	45
5.4. Análise da eficiência técnica	49

5.5. Determinantes da eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários por níveis de eficiência	54
6. Considerações Finais	62
7. Referências Bibliográficas.....	66

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo proposto.	34
Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo proposto por classe de área do estabelecimento.	39
Tabela 3 – Produtividade média da Terra (R\$ por ha) por região.....	43
Tabela 4 – Produtividade média do trabalho familiar (UTF) (R\$ por un.)	44
Tabela 5 – Produtividade média do trabalho contratado (UTC) (R\$ por un.)	45
Tabela 6 – Função Fronteira Estocástica de Produção.....	47
Tabela 7 – Escores de eficiência média das unidades representativas, segundo classe de área e região.	51
Tabela 8 – Estimação dos determinantes da eficiência produtiva das unidades representativas por níveis de eficiência.....	56

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Representação das eficiências técnica e alocativa para orientação-produto (a) e orientação-insumo(b).	18
Figura 2: Representação das funções de produção média, dado um produtor hipotético, representado pela função D, e da função de produção estocástica, dada pela função C.	22
Figura 3: Eficiência média das unidades representativas das regiões brasileiras em 2006.	53
Figura 4: Eficiência média das unidades representativas em 2006, média nacional.	54

RESUMO

De FREITAS, Carlos Otávio, M. Sc, Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2014. **Tamanho dos estabelecimentos e eficiência técnica na agropecuária brasileira.** Orientador: Erly Cardoso Teixeira. Coorientador: Marcelo José Braga.

A maior parte da literatura sobre a produtividade do setor agropecuário tem apontado para uma relação inversa entre tamanho da propriedade e produtividade da terra, o que poderia induzir a política de reordenamento fundiário no sentido de elevar o desempenho produtivo de todo o setor. Contudo, os resultados recentes encontrados têm sido contraditórios, principalmente quando levado em conta a omissão de variáveis relevantes e o uso de medidas mais completas para representar o desempenho produtivo da agropecuária. Nesse sentido, o objetivo desta pesquisa foi determinar a relação entre eficiência técnica e tamanho do estabelecimento, considerando diferentes classes de área e níveis de eficiência no Brasil rural em 2006. Além disso, o estudo também permitiu identificar os principais determinantes do desempenho produtivo das propriedades quando diferentes faixas de eficiência são consideradas. Para tal, utilizou-se o método da fronteira estocástica de produção para obter os escores de eficiência e o método de regressão quantílica para verificar o impacto dos determinantes da eficiência produtiva. Os dados utilizados referem-se a uma tabulação especial a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2006. Entre os resultados encontrados, verificou-se que as medidas parciais de produtividades são inconclusivas para a análise do impacto do tamanho do estabelecimento no desempenho produtivo. Porém, ao utilizar a eficiência produtiva das fazendas como uma medida para produtividade total, identificou-se uma relação positiva e não linear entre tamanho e eficiência. Ademais, à medida que se considerou grupos de produtores mais eficientes, essa relação se tornou mais fraca, indicando que tais produtores estariam menos dependentes do fator terra. Quanto aos determinantes da eficiência, o acesso à tecnologia de irrigação, assistência técnica, presença de unidade armazenadora na fazenda e associação em cooperativas foram as

variáveis que mais contribuíram para elevar o desempenho produtivo, principalmente dos produtores menos eficientes. Estes resultados sugerem que políticas que favoreçam o aumento da oferta de tais recursos e serviços seriam fundamentais para elevar a produtividade dos estabelecimentos agropecuários, bem como reduzir as desigualdades entre pequenos e grandes produtores na agropecuária brasileira.

ABSTRACT

De FREITAS, Carlos Otávio, M. Sc, Universidade Federal de Viçosa, February, 2014. **Farm size and technical efficiency in the Brazilian agricultural.** Adviser: Erly Cardoso Teixeira. Co-adviser: Marcelo José Braga.

Most of the literature about the productivity of the agricultural sector has pointed to an inverse relationship between farm size and land productivity, which could induce land reform policy toward raising the productive performance of the entire sector. However, recent results have been contradictory, especially when we take into account the omission of relevant variables and the using more complete measures to represent the productive performance of agriculture. The objective of this research was to determine the relationship between technical efficiency and farm size, considering different classes and area efficiency levels in rural Brazil in 2006. Furthermore, the study also identified the main determinants of productive performance properties when different levels of efficiency are considered. To this end, we used the Stochastic Frontier Approach for productive efficiency scores and the method of Quantile Regression to verify the impact of size, the total financing, irrigation and other variables, considering different levels of efficiency. The data used refer to a special tabulation based on microdata from the agricultural census in 2006. Among the results, it was found that, in fact, partial measures of productivity are inconclusive for the analysis of the impact of farm size on productivity. However, when used the productive efficiency of farms as a measure for total factor productivity, was identified a positive and non-linear relationship between size and efficiency. Moreover, as it was considered more efficient producers groups, this relationship became weaker, indicating that these producers would be less dependent on the land factor. Regarding the determinants of efficiency, access to irrigation technology, technical assistance, presence of storage unit on the farm and association in cooperatives were the variables that most contributed to raise the productive performance, especially in the case of less efficient producers. These results suggest that policies that increase the supply of such resources and services

would be critical for increasing productivity of farms and reduce inequalities between large and small producers in Brazilian agriculture.

1. Introdução

1.1. Considerações Iniciais

Nos países em desenvolvimento, questões relacionadas à concentração fundiária configuram como um dos principais debates no que tange ao crescimento econômico no setor agropecuário. No Brasil, dado o alto padrão de desigualdade da propriedade da terra, políticas de reordenamento fundiário têm sido apontadas como favoráveis para redução da pobreza e melhoria das condições de vida no campo.

Os problemas fundiários no país são reflexos da própria história da ocupação do território brasileiro. Mas, o processo de modernização da agropecuária brasileira, intensificado principalmente a partir da década de 70, que tinha como base, entre outras políticas, oferta de crédito fortemente subsidiado, contribuiu para o agravamento da concentração de terras e renda no Brasil rural, uma vez que grande parte dos recursos era absorvida pelos estabelecimentos de médio e grande porte (ALMEIDA, 2012). Aliados a esses fatores, a instabilidade macroeconômica brasileira, com elevados níveis de inflação até o início da década de 90, e outras imperfeições no mercado de terras geraram um processo de sobrevalorização da terra, dificultando ainda mais o acesso dos pequenos produtores a esse fator e limitando, como apontado por Binswanger e Elgin (1989), a capacidade do mercado em gerar uma distribuição eficiente.

A desigualdade na distribuição da terra no meio rural pode ser observada nos dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2014). Em 2006, o número de estabelecimentos agropecuários existentes no Brasil com área inferior a 10 ha era de 2.477.151 (47,8% do total), ocupando uma área de 7.798.777 ha, equivalente a 2,4% da área total dos estabelecimentos no país. Em contrapartida, enquanto o número de estabelecimentos com área maior de 1000 ha é de apenas 47.478 propriedades, representando apenas 1% no total, a área por eles ocupada é de 150.143.096 hectares, representando, aproximadamente, 45% da área total dos estabelecimentos agropecuários. A concentração de terras

também pode ser verificada pelo índice de concentração fundiária (Gini)¹ que, segundo o IBGE, foi de 0,854 em 2006.

Por outro lado, o mesmo processo de modernização que, segundo alguns autores, elevou a concentração fundiária do país, foi responsável também por incrementos na produtividade da agropecuária nacional. Segundo Rada e Valdes (2012), o desenvolvimento agrícola brasileiro nesse período foi resultado de investimentos contínuos em ciência e tecnologia, gerando um fluxo de novas tecnologias e aumentando, conseqüentemente, a produtividade. De fato, Gasques e Villa Verde (1990) mostraram que até a década de 80 o crescimento da produção agrícola era explicado não só pelo maior emprego de mão de obra e outros insumos, mas principalmente pela expansão da fronteira agrícola. Entretanto, a partir desse período, houve um enfraquecimento desse modelo de crescimento extensivo, sendo a produtividade agrícola apontada como maior responsável pelo aumento da produção, impulsionando o crescimento econômico no setor agropecuário.

Nesse contexto, trabalhos foram elaborados relacionando tamanho do estabelecimento com produtividade da terra, encontrando, na maioria das vezes, uma relação inversa entre esses fatores². Para Moreira, Helfand e Figueiredo (2007), isto ocorreria porque, como são tipicamente menores, os custos de gerenciamento também seriam inferiores para os pequenos estabelecimentos, considerando que os retornos à escala da atividade sejam aproximadamente constantes. Esta é uma questão fundamental no desenvolvimento econômico do meio rural, pois, se confirmada tal relação, e considerando o cenário de estrutura agrária concentrada e terra sobrevalorizada, as políticas de reforma agrária poderiam contribuir para solucionar o problema, promovendo maior equidade e eficiência na agricultura ao permitir maior acesso a terra aos pequenos produtores, tendo como meta elevar a produtividade do setor agropecuário com um todo.

¹O índice de Gini é medido em uma escala de 0 a 1, em que zero representa distribuição de terras absolutamente igual e o um, uma distribuição de terras totalmente desigual.

² Na próxima seção da pesquisa, é feita uma revisão de diversos trabalhos sobre o tema, apresentando os argumentos utilizados pelos autores para justificar a relação encontrada.

Entre os argumentos utilizados para justificar a existência de uma relação negativa entre produtividade³ e tamanho da propriedade, os trabalhos de Sen (1966), Bardlan (1973), Berrly e Cline (1979), Eswaran e Kotwal (1986) e outros argumentam falha no mercado de trabalho como principal fator. Para esses autores, o trabalho é utilizado de forma mais intensiva na propriedade familiar, fazendo com que a razão trabalho/terra seja maior para os pequenos estabelecimentos. Além disso, os produtores familiares teriam menores custos na supervisão do trabalho por utilizarem intensivamente a mão de obra familiar. Já Feder (1985) atribui grande parte dessa relação como resultado de imperfeições no mercado de crédito. Outras explicações encontradas na literatura se referem à aversão ao risco, ao esforço de conservação do solo, ao baixo nível tecnológico dos pequenos agricultores, a deseconomias de escala (DEOLALIKAR, 1981; BARRET, 1996).

Quanto aos trabalhos que encontraram uma relação positiva entre tamanho e produtividade da terra, os principais argumentos apresentados pelos autores referem-se a restrições de crédito aos menores estabelecimentos, dado que a terra era utilizada como forma de garantia; preocupação com insegurança alimentar; menor gasto relativo com insumos pelo grande estabelecimento, decorrente do menor preço obtido; uso intensivo de mecanização nas grandes fazendas; menor aversão ao risco dos maiores estabelecimentos, resultando na utilização de estratégias mais lucrativas de cultivo; assimetria de informação; entre outros fatores (SHARMA et al., 1999; OLIVEIRA, 2013).

Com o intuito obter resultados mais confiáveis, a literatura que trata do tema tem evoluído no sentido de controlar o efeito de diferentes variáveis, verificando se a relação encontrada se mantém na presença de outros fatores. Benjamin (1992) e Carter (1984), por exemplo, verificaram que o comportamento inverso entre produtividade e tamanho se enfraquece quando a qualidade do solo é incluída no modelo, enquanto na análise de Bhalla e Roy

³ A medida de produtividade utilizadas na maioria destes trabalhos se refere à produtividade da terra (produto por ha, ou valor da produção por ha).

(1988), essa relação praticamente desaparece. Barret et al. (2010), por outro lado, não encontraram impacto significativo da característica do solo.

Assim, conforme argumentado por Assunção e Braido (2007), observa-se que a relação entre tamanho e produtividade pode ser extremamente vulnerável à omissão de variáveis relevantes. Nesse sentido, segundo Moreira, Helfand e Figueredo (2007), em estudos sobre produtividade agrícola, além do tamanho da propriedade, devem ser levadas em conta também as características do produtor, tais como escolaridade, idade, experiência, além das condições do local, que, em geral, não são observadas, como clima, solo, secas, entre outras. Ou seja, tais variáveis são importantes para controlar outros tipos de heterogeneidade entre as unidades produtivas não relacionadas com o tamanho, e sua não inclusão pode levar os estudos a incorrer em erros de medida.

Helfand e Levine (2004), por exemplo, utilizam uma série de variáveis para representar o acesso dos produtores a instituições e bens públicos, como cooperativas, assistência técnica, eletricidade e outros, e também variáveis para levar em conta algumas tecnologias específicas, como o caso da irrigação. Os autores observaram que, ao controlar essas outras fontes de heterogeneidade, a relação inversa entre tamanho do estabelecimento e produtividade é reduzida. Vicente (2004), por sua vez, chama a atenção para importância do capital humano, ao considerar a educação como um dos determinantes do desempenho produtivo dos estabelecimentos rurais brasileiros. O acesso dos produtores à tecnologia de irrigação também se mostrou fundamental em sua análise.

Já Assunção e Ghatak (2003) verificam que a relação inversa entre tamanho e produtividade pode ser resultado da heterogeneidade não observada em relação às habilidades dos agricultores. Outras variáveis sugeridas pela literatura se referem a características específicas dos domicílios, tais como tamanho da família, escolaridade, heterogeneidades geográficas, e a condição do produtor em relação a terra.

Entretanto, uma abordagem pouco observada nos trabalhos que verificaram a relação entre produtividade e tamanho dos estabelecimentos

agropecuários é a inclusão de variáveis para representar o capital social⁴ dos produtores. Apesar de a maior parte das pesquisas destacar a importância do capital físico e humano no desempenho das propriedades, esta análise também seria interessante, pois, como exposto por Cooke e Morgan (1998), unidades produtivas com dotações de capital social podem apresentar fluxos de informações sobre alterações e oportunidades nos mercados, além de acesso a tecnologias de melhor qualidade. Deste modo, esse tipo de recurso poderia compensar, em parte, os problemas causados pelas imperfeições de mercados e pela assimetria de informação.

Outra questão ainda não abordada na literatura geral sobre o tema e que pode afetar essa relação é que, além da heterogeneidade entre os produtores, decorrente do tamanho do estabelecimento, a relação com o desempenho produtivo pode ser alterada quando se considera também a presença de heterogeneidade produtiva para diferentes níveis de produtividade. Essa questão é relevante, pois existem estabelecimentos que podem apresentar alta eficiência, independentemente da área da propriedade, e, sendo assim, controlar apenas a heterogeneidade por classe de área pode não ser suficiente para estimar a verdadeira relação entre a produtividade e a área do estabelecimento para o Brasil rural.

1.2. O problema e sua importância

A maior parte dos estudos sobre a produtividade do setor agropecuário tem apontado para uma relação inversa entre tamanho da propriedade e produtividade da terra, o que poderia induzir a política de reordenamento fundiário no sentido de elevar o desempenho produtivo de todo o setor. Contudo, os resultados recentes encontrados têm sido contraditórios, principalmente quando levado em conta à omissão de variáveis relevantes quanto às

⁴ Putnam (2000) classifica o capital social como o conjunto de características da organização social em que se incluem as redes de relações, normas de comportamento, valores, confiança, obrigações e canais de informação. Nesse sentido, a organização de produtores em uma cooperativa seria uma das manifestações formais do capital social.

características do produtor, referentes ao capital humano, físico e social dos estabelecimentos. Ademais, 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.

Como exposto por Alvarez e Arias (2004), as produtividades parciais são problemáticas para fazer comparações entre o desempenho e o tamanho das fazendas. Para este fim, medidas de produtividade baseadas na produtividade total dos fatores (PTF) seriam mais adequadas por considerarem a quantidade total de produto e a quantidade total de insumos utilizados no processo produtivo. Outra alternativa seria utilizar medidas para representar a eficiência da propriedade como indicador de desempenho produtivo, por considerar também a combinação total de insumos no lugar de cada fator de produção isoladamente.

Nesse contexto, verifica-se nos estudos sobre esse debate uma atenção especial na eficiência produtiva dos produtores como uma medida mais completa para representar o desempenho produtivo dos estabelecimentos. Segundo Lima (2006), 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.

Ao considerar a eficiência técnica como indicador de desempenho produtivo, alguns trabalhos têm rejeitado a hipótese da relação inversa entre tamanho e produtividade, como o de Oliveira (2013), que investigou a heterogeneidade produtiva através da desagregação em grupos de área total e utilização das terras, segundo apropriação, para as regiões brasileiras, com base em escores de eficiência produtiva. Os resultados obtidos rejeitaram a hipótese de que os pequenos estabelecimentos possuem maior eficiência produtiva que os demais.

Resultado semelhante foi encontrado por Gonçalves et al. (2008) que, ao analisarem a eficiência técnica dos produtores de leite do Estado de Minas Gerais, também constataram um elevado nível de eficiência para as maiores

propriedades. Para os autores, grande parte deste resultado é explicado pela maior presença de fatores como crédito rural, treinamento e assistência técnica nesses estabelecimentos.

Já Almeida (2012) encontrou resultados distintos ao investigar a eficiência dos estabelecimentos agropecuários brasileiros, agrupando os produtores em três classes - pequenos, médios e grandes. Os resultados mostraram que, para as regiões Sul, Sudeste e Nordeste, os pequenos produtores foram ligeiramente superiores aos demais em termos de eficiência produtiva, confirmando a argumentação de Schultz (1964) de que os pequenos seriam eficientes. Entretanto, para as regiões Norte e Centro-Oeste, os grandes estabelecimentos apresentaram melhor desempenho produtivo.

Entretanto, Helfand e Levine (2004), ao analisarem a eficiência técnica como uma medida para PTF, encontraram resultado oposto ao de Almeida (2012) para a região Centro-Oeste, ou seja, uma relação inversa, porém não linear, entre a produtividade e o tamanho dos estabelecimentos. Em estudo similar realizado para a agropecuária no Paraguai, Masterson (2007) também identifica maior eficiência para os pequenos agricultores, e essa relação permanece mesmo quando são utilizadas diversas variáveis de controle, como sugerido na literatura.

Deste modo, apesar de a maior parte dos estudos ter encontrado uma relação negativa entre a produtividade da terra e o tamanho do estabelecimento agropecuário, os resultados podem ser sensíveis à medida de produtividade utilizada. Estudos embasados em medidas parciais de produtividade, baseadas apenas nos fatores terra ou trabalho, podem ser tendenciosos em favor de pequenas propriedades⁵. Assim, medidas mais completas de produtividade, como o nível de eficiência técnica das propriedades, são mais adequadas a essa análise, uma vez que comparam o produto total com o uso combinado de todos os insumos. Ao usar uma medida de eficiência no lugar de medidas parciais, a relação inversa entre o desempenho produtivo e o tamanho pode se tornar mais fraca, ou até ser invertida, como observado em alguns dos trabalhos citados.

⁵ Todavia, é importante mencionar que a medida de produtividade baseada no fator terra era considerada adequada nos primeiros trabalhos realizados sobre o tema, uma vez que a agricultura apresentava baixo padrão tecnológico, utilizando fundamentalmente os fatores terra e trabalho.

Helfand e Levine (2004) também sugerem que essa relação seja mais fraca em regiões caracterizadas por rápida modernização.

Como mencionado anteriormente, a omissão de determinadas características do produtor ou da propriedade também pode influenciar o sentido da relação entre terra e produtividade. Assim, pretende-se nesta pesquisa ampliar essa discussão ao tentar incorporar também variáveis para representar o capital social no meio rural. Apesar de ser um recurso de difícil mensuração, a literatura mostra que algumas variáveis como acesso a cooperativas, experiência e outras associadas à redes de informação podem captar tal efeito.

Uma importante contribuição deste trabalho para a literatura existente se refere à identificação dos principais determinantes do desempenho produtivo dos estabelecimentos, como área total, financiamento total, escolaridade, acesso a cooperativas, tecnologia de irrigação e outros, considerando diferentes níveis de eficiência. Esta análise é relevante, pois, para que uma propriedade com baixo desempenho eleve seu rendimento, pode ser necessário um maior investimento em áreas diferentes daquelas que garantiriam a manutenção da eficiência de estabelecimentos de maior produtividade. Dessa forma, políticas agrícolas poderiam ser mais eficientes no sentido de reduzir a desigualdade entre pequenos e grandes produtores se elas considerassem também a eficiência dos estabelecimentos, e não apenas o tipo de produtor. Acredita-se também que a relação entre o desempenho e o tamanho da propriedade pode ser alterada de acordo com o nível de eficiência do produtor, mostrando uma maior ou menor dependência da propriedade em relação a terra.

Nesse sentido, se confirmada a hipótese de heterogeneidade entre diferentes níveis de eficiência, o mecanismo mais adequado para a solução da desigualdade no meio rural pode não ser necessariamente a reforma agrária, mas sim a identificação dos fatores que determinam o desempenho dos estabelecimentos e o conhecimento das restrições que o limitam. Assim, espera-se estar dando um passo adiante no tratamento da relação entre desempenho produtivo e tamanho do estabelecimento. Pretende-se também utilizar dados

relacionados a municípios, de forma a reduzir o viés causado pela agregação das informações de âmbito estadual ou regional.

1.3. Hipóteses

- a) A eficiência produtiva é diretamente relacionada com o tamanho das propriedades;
- b) O impacto dos determinantes do desempenho produtivo é maior nos estabelecimentos menos eficientes.

1.4. Objetivos

1.4.1. Objetivo geral

Determinar a relação entre a eficiência técnica e tamanho dos estabelecimentos agropecuários brasileiros.

1.4.2. Objetivos Específicos

- a) Determinar a relação entre as produtividades parciais da terra e trabalho e tamanho do estabelecimento;
- b) Determinar a eficiência técnica dos estabelecimentos, comparando-a às diferentes classes de área;
- c) Definir os principais determinantes do desempenho produtivo dos estabelecimentos para diferentes faixas de eficiência;

2. Revisão de Literatura

Desde o início dos estudos na área da economia agrícola, a relação entre o tamanho do estabelecimento e a produtividade tem sido alvo de grande interesse (BAGI, 1982). Entretanto, tal debate ainda não teve uma solução definitiva, tendo em vista os resultados divergentes encontrados tanto na literatura nacional, quanto em diferentes países. Essa questão ainda é relevante, tendo implicações diretas no papel das políticas de reforma agrária no sentido de criar condições para reduzir a desigualdade e gerar crescimento econômico no meio rural.

Nos primeiros trabalhos realizados, era comumente aceito o resultado da existência de uma relação inversa entre essas variáveis, ou seja, a produtividade da fazenda diminuiria com o aumento da área do estabelecimento (MAZUMBAR, 1965; BERRY; CLINE, 1979; SEN, 1996). Contudo, principalmente a partir da década de 90, começaram a surgir com maior frequência pesquisas que rejeitavam esta hipótese (NEWELL et al., 1997; RIOS; SHIVELY, 2005). Para Teryomenko (2008), o surgimento de metodologias mais avançadas e de dados de melhor qualidade contribuiu para este aprofundamento do tema, além de possibilitar a inclusão de variáveis de controle específicas que podem afetar diretamente a relação entre produtividade e tamanho.

Um dos trabalhos pioneiros que identificaram a relação inversa entre produtividade e tamanho foi desenvolvido por Mazumdar (1965), ao analisar dois distritos no Estado de Uttar Pradesh, na Índia. A justificativa do autor para a relação inversa se baseia no fato de os pequenos estabelecimentos utilizarem o trabalho familiar de forma mais intensiva. Para Mazumdar (1965), isso ocorre devido ao incentivo econômico desses trabalhadores, pois a motivação para empregar maior esforço na atividade é maior para os membros da família do que para os trabalhadores contratados. Além disso, o trabalho contratado exigiria maior supervisão, o que poderia elevar seus custos. Essa análise também é abordada pelos trabalhos de Sen (1966), Benjamin (2002) e outros.

Outra explicação para a relação inversa é proposta por Deolalikar (1981), que ampliou o debate sobre o tema ao incorporar a importância do progresso técnico. O argumento apresentado pelo autor é que a relação inversa seria observada apenas na agricultura que utiliza técnicas tradicionais de cultivo. Ou seja, a hipótese de que os pequenos agricultores são mais produtivos seria válida somente quando a agricultura apresentar baixo nível tecnológico.

O trabalho de Feder (1985) rejeita a hipótese de a falha no mercado de trabalho ser a maior responsável pela relação inversa entre produtividade e tamanho. Para o autor, enquanto o trabalho familiar for um recurso fixo em cada fazenda, se não houver falhas no mercado de capital e terra e cada fazenda atuar maximizando o lucro, as forças de mercado levariam a uma solução ótima. Esta

solução implicaria que, considerando o funcionamento perfeito do mercado, cada família utilizaria os recursos o tanto que fosse necessário para manter uma produção ideal, que seria proporcional ao tamanho da família. Assim, a relação trabalho/terra seria a mesma entre as fazendas, e a produtividade não seria afetada pelo tamanho da propriedade. Entretanto, este cenário se altera quando assume a presença de falhas no mercado de crédito, pois o montante de capital disponível para cada família dependeria da quantidade de garantias (terras da propriedade) que elas pudessem oferecer.

Já Dyer (1997) e Havnevik e Skartein (1997) argumentam que os pequenos estabelecimentos apresentariam maior produtividade da terra apenas no curto prazo, no longo prazo, esta medida tenderia a cair. Para estes autores, o motivo da queda da produtividade seria o uso mais intensivo da terra na tentativa de manter a produtividade do trabalho no mesmo nível. Assim, à medida que mais pessoas trabalhassem no estabelecimento e considerando que as pequenas propriedades teriam menos recursos para investir na preservação da fertilidade do solo, a produtividade do solo diminuiria no longo prazo, reduzindo, então, a produtividade da terra.

Para Assunção e Gahtak (2003), a relação inversa pode ser resultado de mercados imperfeitos de crédito e heterogeneidade nas habilidades dos agricultores, gerando um processo de autosseleção dos agricultores mais habilidosos. Para estes autores, no equilíbrio, a escolha ocupacional desses trabalhadores seria tal que os mais qualificados ocupariam os pequenos estabelecimentos devido ao elevado custo de oportunidade de se tornarem trabalhadores assalariados.

Muitos trabalhos têm reconhecido também que a omissão de variáveis para representar a qualidade do solo e clima pode afetar a relação entre produtividade e tamanho (CARTER, 1984; LAMB, 2003; HELFEND e LEVINE, 2004; KIMHI, 2006; ASSUNÇÃO e BRAIDO, 2007). Assunção e Braido (2007), por exemplo, verificaram que a relação inversa se torna mais fraca quando são utilizadas variáveis para controle das características do terreno. Resultado semelhante foi obtido por Benjamin (1995), que, ao utilizar

instrumentos relacionados à questão da qualidade da terra, identificou que a relação inversa praticamente desaparece.

Sherlund, Barret e Adesina (2002) também mostram que os resultados para a eficiência são fortemente influenciados pelas condições ambientais. Utilizando o método da fronteira estocástica, os autores investigaram a ineficiência de um grupo de pequenos produtores de arroz em Côte d'Ivoire. Os resultados mostram que, quando esses efeitos ambientais não são controlados, a ineficiência estimada tende a crescer significativamente na amostra estudada. Porém, ao considerar essas características, o modelo se mostrou mais robusto, além de tais produtores apresentarem baixos níveis de ineficiência, confirmando, deste modo, a hipótese levantada por Schultz (1964) de que os pequenos produtores seriam “pobres, mas eficientes”.

Como argumentado por Helfand e Levine (2004), o tipo de medida utilizada para representar a produtividade também pode gerar resultados distintos para a relação com o tamanho da propriedade. Nesse sentido, o trabalho de Figueiredo, Moreira e Helfand (2007) buscou investigar a relação inversa para a agropecuária brasileira, utilizando duas medidas para produtividade: uma medida parcial, baseada na produtividade da terra, e outra referente à produtividade total dos fatores (PTF). Os resultados identificaram uma relação inversa entre produtividade da terra e tamanho do estabelecimento para as cinco macrorregiões brasileiras. Entretanto, quando analisada a produtividade total dos fatores, apenas nas regiões Norte, Nordeste e Sudeste verificou-se uma relação inversa entre o tamanho e a produtividade dos estabelecimentos agropecuários.

A relação inversa entre tamanho e produtividade é fortemente rejeitada por Sharma et al. (1999), ao investigar a eficiência técnica, alocativa e econômica na produção de suínos no Havaí. Para garantir maior robustez, os autores estimaram duas medidas de eficiência: uma baseada no método paramétrico de fronteira estocástica e outra baseada no método não paramétrico da Análise Envoltória de Dados – DEA. Para ambas as técnicas, os produtores apresentaram elevada ineficiência, sendo que, entre os fatores que afetaram o escore, o tamanho do estabelecimento mostrou forte impacto negativo,

representando uma relação direta entre produtividade e tamanho. Os autores atribuíram o melhor desempenho nas grandes fazendas ao uso significativamente menor do trabalho por unidade produzida, além de os gastos com alimentação dos animais serem menores nessas unidades, devido ao menor preço obtido.

Já Almeida (2012) investigou diferenças na eficiência técnica entre os estabelecimentos de acordo com seu tamanho, dando enfoque para os pequenos produtores. Para tal, o método utilizado teve como base o modelo de fronteira de produção estocástica. A estratégia adotada pelo autor para levar em conta a relação desempenho produtivo e tamanho foi classificar os estabelecimentos em pequenos, médios e grandes. Assim, o pequeno estabelecimento seria aquele com tem até 50 ha de área total, o médio estabelecimento com área entre 50 e 500 ha e o grande estabelecimento com área total de 500 ou mais ha. Os resultados mostraram que, para as regiões Sul, Sudeste e Nordeste, os pequenos produtores foram ligeiramente mais eficientes que os demais; enquanto nas regiões Centro-Oeste e Norte, os produtores com maior área apresentaram um nível de eficiência superior às demais classes de área.

A eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários também foi utilizada como medida de desempenho produtivo por Oliveira (2013) para verificar a relação entre produtividade e tamanho. Usando a técnica de Análise Envoltória de Dados - DEA (*Data Envelopment Analysis*) em dois estágios, o autor estimou os escores de eficiência produtiva desagregados para os diferentes uso da terra (lavoura permanente, lavoura temporária, e pecuária). Entre os resultados obtidos, rejeitou-se a hipótese de que os pequenos estabelecimentos possuem maior eficiência produtiva que os demais, evidenciando que a estrutura fundiária atual não favorece o desenvolvimento agrícola. Quanto ao segundo estágio da estimação, o autor identificou que as propriedades nas quais os dirigentes estão na condição de arrendatário ou proprietário foram mais eficientes.

Assim, os resultados encontrados na literatura evidenciam que a relação entre produtividade e tamanho do estabelecimento ainda é um tema controverso, sendo o controle das características específicas do produtor, do estabelecimento,

condições do solo e de outras variáveis não observadas, necessário para a obtenção de resultados mais confiáveis. Ademais, verifica-se na literatura recente a utilização de medidas mais completas para representar o desempenho produtivo, como a eficiência técnica do estabelecimento, reduzindo a possibilidade de viés em favor das pequenas propriedades e outros erros de medida, o que poderia ocorrer com o uso de medidas parciais de produtividade.

3. Referencial Teórico

3.1. Medidas de Eficiência

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

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

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

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

Para definir formalmente as duas abordagens, conforme apresentado por Kumbhakar e Lovell (2000), considere “ y ” um vetor de produto, “ x ” um vetor insumo, $L(y)$ uma isoquanta e $P(x)$ uma fronteira de produção. Deste modo, têm-se as seguintes situações:

- 1) Um vetor insumo $x \in L(y)$ será tecnicamente eficiente se e somente se $x' \notin L(y)$ para $x' \leq x$.
- 2) Um vetor produto $y \in P(x)$ será tecnicamente eficiente se e somente se $y' \notin P(x)$ para $y' \geq y$.

A primeira definição significa que, dado um vetor produto constante, um vetor insumo só seria tecnicamente eficiente se não houvesse a possibilidade de reduzir qualquer insumo. Enquanto a segunda definição considera que um vetor produto seria tecnicamente eficiente somente quando não for possível aumentar a produção de qualquer produto, dado um vetor insumo fixo (CAMPOS, 2011).

Deste modo, a mensuração da eficiência técnica pode ser feita de duas maneiras, que variam de acordo com a orientação observada. A partir de um vetor $x \in R_+^K, k = 1, 2, \dots, k$ de insumos e seus respectivos preços $w \in R_+^K$, e do vetor de produtos $y \in R_+^M, m = 1, 2, \dots, M$, Coelli et al. (2005) definem a eficiência técnica com orientação insumo e orientação produto da seguinte forma:

$$TE_I(y, x) = \min_{\theta} \{ \theta | \langle \theta x, y \rangle \in T \} \quad (1)$$

$$TE_P(y, x) = [\max_{\phi} \{ \phi | \langle x, \phi y \rangle \in T \}]^{-1} \quad (2)$$

A eficiência técnica da empresa na expressão (1) é representada pelo escalar θ , refletindo a redução equiproporcional de todos os insumos, sendo que seu valor varia entre 0 e 1. Na expressão (2), o escalar ϕ representa a eficiência técnica da empresa sob a ótica do produto, assumindo valor entre 0 e infinito, refletindo o aumento equiproporcional de todos os produtos. Assim, o vetor tecnicamente eficiente é definido por $y_i = \phi y$, em que $\theta = 1/\phi$.

De acordo com Kumbhakar e Lovell (2000), as medidas de eficiência técnica orientadas a insumo $TE_I(y, x)$ apresentam as seguintes propriedades:

- 1) $TE_I(y, x) \leq 1$;
- 2) $TE_I(y, x) = 1$ em que $x \in$ a isoquanta $L(y)$;
- 3) $TE_I(y, x)$ é não crescente em x ;
- 4) $TE_I(y, x)$ é homogênea de grau (-1) em x ; e
- 5) $TE_I(y, x)$ é invariante com relação às unidades de medidas de y e x .

Já as propriedades da eficiência técnica orientadas pelo produto $TE_P(y, x)$ são as seguintes:

- 1) $TE_P(y, x) \leq 1$;
- 2) $TE_P(y, x) = 1$ em que $y \in$ a função de produção $P(x)$;
- 3) $TE_P(y, x)$ é não decrescente em y ;
- 4) $TE_P(y, x)$ é homogênea de grau +1 em x ; e
- 5) $TE_P(y, x)$ é invariante com relação às unidades de medidas de y e x .

A primeira propriedade das duas orientações é uma propriedade de normalização, estabelecendo que o máximo valor assumido para o escore de eficiência é a unidade. A segunda propriedade diz que se a eficiência técnica da empresa for igual à unidade, esta estará operando eficientemente. A terceira propriedade é referente à monotonicidade fraca, indicando que $TE_I(y, x)$ não se eleva quando a utilização de qualquer insumo é aumentada e que $TE_P(y, x)$ não decresce quando a produção de qualquer produto aumenta. A quarta propriedade mostra homogeneidade, indicando que uma mudança equiproporcional de todos

os insumos ocasionará uma variação de $TE_t(y,x)$ na mesma proporção, porém em sentido oposto, enquanto uma variação equiproporcional de todos os produtos resultará em uma mudança de $TE_p(y,x)$ na mesma proporção e sentido. A quinta propriedade indica que os escores de eficiência não são alterados quando ocorre variação nas unidades dos insumos ou dos produtos.

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

A Figura 1a permite representar o conceito de eficiência por meio da análise da orientação do produto. Para isto, considera-se uma firma que produz dois produtos, Y_1 e Y_2 , por meio da utilização de um único insumo, X . Considere ainda que a fronteira de possibilidade de produção unitária seja eficiente, ou que a curva de transformação unitária seja representada pela a curva ZZ' . Assim sendo, o ponto A representa a produção ineficiente de uma unidade produtiva, pois está abaixo da curva de possibilidade de produção. A distância AB representa a ineficiência técnica, indicando que mais produtos poderiam ser produzidos utilizando a mesma quantidade de insumos.

Se a curva DD' , que representa a razão de preços dos produtos, fosse conhecida, seria possível identificar o ponto em que a combinação dos produtos Y_1 e Y_2 estaria relacionada à máxima quantidade de produtos, ou máxima receita dado a curva de isoreceita. Na Figura 1a, este ponto seria representado por B' : ponto de tangência entre a curva de possibilidade de produção ZZ' e a isoreceita DD' . Neste ponto, a taxa marginal de transformação entre os produtos é igual à razão de seus preços. A distância BC representaria uma possível expansão do

produto, utilizando a mesma quantidade do insumo X. Deste modo, no ponto B' ocorreria a eficiência alocativa, que seria dada pela razão OB/OC.

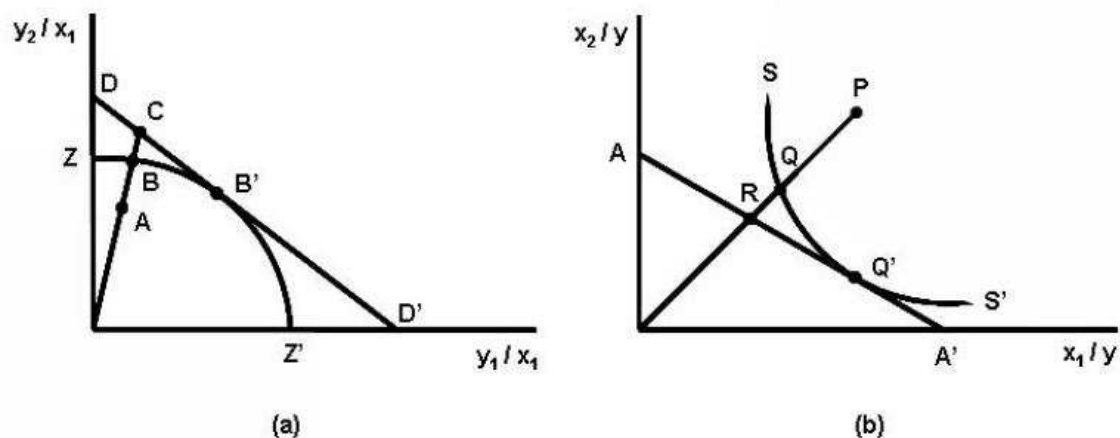


Figura 1: Representação das eficiências técnica e alocativa para orientação-produto (a) e orientação-insumo(b).
 Fonte: Coelli et. al (2005).

Considerando agora a análise da orientação-insumo, Figura 1b, a isoquanta unitária de uma unidade produtiva totalmente eficiente é representada pela curva SS'. Os pontos sobre esta curva indicam as diferentes combinações mínimas possíveis dos insumos X_1 e X_2 necessárias para produção de uma unidade do produto Y. Deste modo, SS' representa a fronteira de possibilidade de utilização eficiente dos insumos. Se para produzir uma unidade de Y, a firma estiver usando a quantidade de insumos indicada no ponto P, a distância QP representará a ineficiência técnica dessa combinação, pois esse mesmo nível de produto poderia ser alcançado pela menor quantidade de insumo definida em Q, ponto localizado sobre a isoquanta unitária SS'. Para este caso, a razão OQ/OP representaria o grau de eficiência técnica.

Similarmente à análise anterior, o ponto de mínimo custo necessário para produzir uma unidade do produto poderia ser identificado se houvesse informação acerca da razão entre os preços dos insumos X_1 e X_2 utilizados na produção. Essa razão é conhecida como isocusto, representada pela linha AA'. Na Figura 1b, este ponto é o da tangência entre a isoquanta SS' e a isocusto AA', representado por Q', o qual indica igualdade entre a taxa marginal de substituição

técnica entre os insumos e a razão de seus preços. A distância RQ, neste caso, representa a redução possível nos custos, de forma a permitir uma produção alocativamente eficiente de uma unidade do produto, sendo a eficiência alocativa dada pela razão OR/OQ. Nesta pesquisa, pela falta de informação referente aos preços de determinados fatores de produção, a eficiência técnica será analisada pela orientação-produto.

4. Metodologia

A estratégia adotada para alcançar os objetivos propostos na pesquisa se baseia em três procedimentos. Primeiramente, são calculadas as produtividades parciais da terra e do trabalho, de modo a verificar a relação entre essas medidas e as classes de área do estabelecimento agropecuário. O segundo procedimento consiste no uso da técnica de fronteira estocástica em que, após definidas as variáveis a serem consideradas como insumos e produto, os parâmetros de determinação do valor bruto da produção e os escores de eficiência são estimados. Por fim, a técnica de regressão quantílica é utilizada para identificar o poder de explicação das variáveis entendidas como determinantes da eficiência técnica, considerando diferentes níveis de eficiência.

4.1. Eficiência pela fronteira de produção

A fronteira de produção é definida como o limite de máxima produtividade que uma empresa poderia alcançar por meio da utilização de certa combinação de insumos em um processo produtivo. Isto significa que a fronteira representa o máximo de produto que pode ser obtido, dada uma tecnologia específica. Segundo Richetti e Reis (2003), na prática, as empresas não possuem a mesma eficiência na transformação de insumos em produtos, ou seja, há empresas que são mais eficientes que outras. Assim, a distância entre o produto obtido por determinada unidade de produção e a fronteira de produção pode ser interpretada como uma medida de ineficiência.

Deste modo, a função fronteira de produção tem sido bastante utilizada como ferramenta para medir a eficiência das empresas, principalmente em estudos relacionados à economia agrícola. A abordagem da fronteira de produção ainda pode ser dividida em dois modelos, o paramétrico e o não paramétrico, sendo que a diferença entre as duas abordagens depende da especificação ou não da fronteira como uma função de parâmetros constantes (THIRY; TULKENS, 1989).

A abordagem paramétrica da fronteira consiste em primeiramente identificar uma forma funcional explícita para a tecnologia de produção e, a partir dela, determinar a fronteira e a distribuição das ineficiências por meio de métodos econométricos. Esta abordagem tem sido amplamente aplicada em estudos referentes à agropecuária. Para estimar a eficiência por este método, podem ser utilizados dados de séries temporais, dados de corte seccional (*cross-section*) ou a união entre dados de corte e de série temporal, dados em painel.

Quanto ao método não paramétrico, ele se diferencia por não exigir a representação da função de produção, tendo como principal metodologia a Análise Envoltória dos Dados (DEA – *Data Envelopment Analysis*)⁶. A desvantagem de tal método é que a fronteira estimada pode conter vieses, caso os dados possuam algum ruído estatístico, como, por exemplo, erro na coleta dos dados.

A abordagem paramétrica ainda pode ser subdividida em fronteira paramétrica determinística e fronteira paramétrica estocástica. Segundo Thiry e Tulkens (1989), a diferença entre elas é dependente da pressuposição de que as distâncias entre as condições observadas e as apontadas pela forma funcional escolhida correspondem apenas à ineficiência ou ineficiências ajustadas ao termo de erro estatístico.

Como apontado por Coelli et al. (2005) e Hadley (2006), a técnica da fronteira estocástica é mais apropriada para trabalhos envolvendo o setor agropecuário por permitir que o termo de erro aleatório englobe os erros

⁶ Para mais informações sobre o método não paramétrico, consultar Gomes (1999), Gomes e Batista (2004), Helfand e Levine (2004), Coelli et al. (2005), Cooper, Seiford e Tone (2007).

aleatórios causados pelas intempéries climáticas e pelas pragas e doenças que impactam a agricultura de forma significativa. Deste modo, como o objetivo é a obtenção da eficiência técnica livre dos efeitos aleatórios que a influenciam e considerando a heterogeneidade produtiva existente entre as unidades representativas e classe de área, será utilizado o método paramétrico da fronteira estocástica de produção (SFA – *Stochastic Frontier Approach*).

4.2. Fronteira estocástica de produção

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; ATALIBA, 2001).

Nos modelos de fronteira determinística, os desvios da fronteira eram completamente associados à ineficiência técnica. O modelo de fronteira estocástica, proposto, independentemente, por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Van den Broeck (1977), supera essa limitação ao dividir o termo de erro em duas partes: uma parte, que se refere a variações aleatórias da fronteira entre as firmas, além de captar possíveis efeitos de erros de medida e choques exógenos ao controle da unidade produtiva, bem como quaisquer outros tipos de ruído estatístico; e outra parte, que capta os efeitos referentes à ineficiência da firma em relação à fronteira estocástica.

A representação gráfica da abordagem da fronteira estocástica pode ser visualizada na Figura 2. Para isto, considere U a parte do erro que representa a ineficiência do produtor, que tem distribuição unilateral meio normal neste exemplo. A parte do erro que representa o erro aleatório propriamente dito, representando também erros de medidas, choques exógenos e outros, segue a distribuição normal, sendo indicada por V na Figura 2.

A função fronteira de produção é obtida pela estimação de uma função de produção (Função A), gerada pela amostra em questão. A essa “Função A”, adiciona-se o termo de erro composto ($V+U$ na Figura 2), resultando em uma “Função B”. Subtraindo dessa “Função B” a parte que representa o erro aleatório (V), obtém-se a função fronteira de produção estocástica C.

Assim, a distância entre cada produtor individual (Função D) e a fronteira de produção é considerada uma medida de ineficiência técnica ou econômica. Isto implica que o produtor, cuja produção total (ou valor da produção) estiver sobre a fronteira de produção para um determinado nível de fatores, terá um escore de eficiência igual a um. Deste modo, quanto mais abaixo da fronteira de produção estiver a unidade produtiva, menor será o escore de eficiência, sendo o mínimo igual a zero (LIMA, 2006).

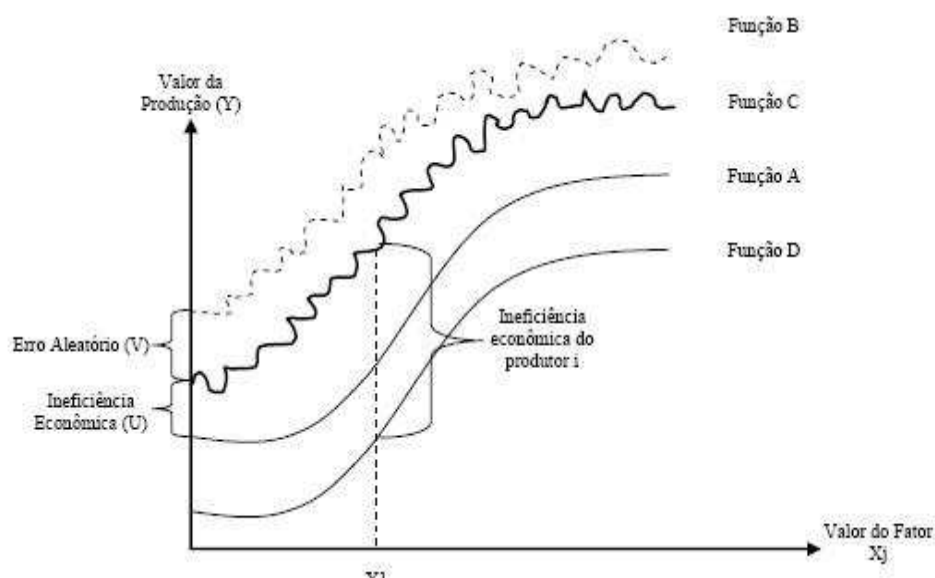


Figura 2: Representação das funções de produção média, dado um produtor hipotético, representado pela função D, e da função de produção estocástica, dada pela função C.
Fonte: Lima (2006)

4.2.1. Modelo Analítico

O primeiro passo para a aplicação empírica do método é definir a forma funcional da fronteira estocástica, conforme apontado por Coelli e Battese (1996). Existem várias formas funcionais utilizadas na aplicação da análise produtiva, contudo, 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. Neste trabalho, optou-se por

utilizar as despesas com insumos de forma desagregada, o que eleva consideravelmente o número de parâmetros a serem estimados para a fronteira de produção. Sendo assim, optou-se pela utilização da função Cobb-Douglas.

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

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

$$Y_{ij} = f(X_{ij}\beta)e^{(v_{ij}-u_{ij})} \quad (3)$$

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

$$\ln Y_{ij} = \sum_{i=1}^n \ln \beta_{ij} X_{ij} + \sum_{h=1}^{26} E_h + \sum_{g=1}^9 G_g + v_{ij} - u_{ij} \quad (4)$$

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

Os termos de erro v_{ij} e u_{ij} são vetores que representam componentes distintos do erro: v_{ij} é o termo de erro aleatório, com distribuição normal, independente e identicamente distribuída (iid), truncada em zero e com variância σ_v^2 [$v \sim iid \ N(0, \sigma_v)$] e capta os efeitos estocásticos fora do controle da unidade produtiva, como erros de medida e clima, por exemplo; e u_{ij} é responsável por captar a ineficiência técnica do i -ésimo grupo, isto é, a parte do erro que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção, e são variáveis aleatórias não-negativas. Este termo unilateral pode seguir a distribuição meio-normal, normal truncada, exponencial e gama (AIGNER; LOVELL; SCHMIDT, 1977; GREENE, 1980). Neste trabalho, assim como nos trabalhos de Conceição (1998), Tupy e Shirota (1999), foi considerada a distribuição exponencial.

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

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \left[-\ln \sigma_u + \frac{1}{2} \left(\frac{\sigma_v}{\sigma_u} \right)^2 + \ln \Phi \left(\frac{-(\varepsilon_i + \sigma_v^2 / \sigma_u)}{\sigma_v} \right) + \frac{\varepsilon_i}{\sigma_u} \right] \quad (5)$$

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

$$\lambda = \frac{\sigma_u}{\sigma_v} \quad (6)$$

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

firma. Quando λ se torna maior, isso significa que o erro unilateral u_{ij} domina as fontes da variação aleatória do modelo, ou seja, a diferença entre a produção observada e a produção de fronteira é resultado, principalmente, da ineficiência técnica.

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

$$ET_{ij} = \frac{Y_{ij}}{Y_{ij}^*} = \frac{Y_{ij}}{f(X_{ij})} = \frac{\exp(X_{ij}\beta + v_{ij})\exp(-u_{ij})}{\exp(X_{ij}\beta + v_{ij})} = \exp(-u_{ij}) \quad (7)$$

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

Assim, a equação (8) apresenta a função fronteira de produção estocástica a ser estimada nesta pesquisa:

$$\ln Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{area}_{ij}) + \beta_2 \ln(\text{trator}_{ij}) + \beta_3 \ln(\text{utf}_{ij}) + \beta_4 \ln(\text{utc}_{ij}) + \beta_5 \ln(\text{Dadubo}_{ij}) + \beta_6 \ln(\text{Dagrot}_{ij}) + \beta_7 \ln(\text{Dsement}_{ij}) + \beta_8 \ln(\text{Dmed}_{ij}) + \beta_9 \ln(\text{Dsal}_{ij}) + \beta_{10} \ln(\text{Dtransp}_{ij}) + \beta_{11} \ln(\text{Denerg}_{ij}) + \beta_{12} \ln(\text{Demba}_{ij}) + \beta_{13} \ln(\text{Dcorret}_{ij}) + \sum_{h=1}^{26} E_h + \sum_{g=1}^9 G_g + \varepsilon_i, \quad (8)$$

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

em que Y_{ij} é o valor bruto da produção do município i na classe de área j ; *area* é a área total colhida e de pastagem; *trator* se refere ao número de tratores existentes no estabelecimento; *utf* se refere à unidade de trabalho familiar; *utc* se refere à unidade de trabalho contratado; *Dadubo* representa as despesas das propriedades representativas com adubo; *Dagrot* representa as despesas das propriedades representativas com agrotóxicos; *Dsement* representa as despesas das propriedades representativas com sementes; *Dmed* representa as despesas

das propriedades representativas com medicamentos para animais; $Dsal$, representa as despesas das propriedades representativas com sal e rações; $Dtransp$ representa as despesas das propriedades representativas com transporte; $Denerg$ representa as despesas das propriedades representativas com energia; $Demba$ representa as despesas das propriedades representativas com embalagens; $Dcorret$ representa as despesas das propriedades representativas com corretivos; E_h são *dummies* para representar os Estados brasileiros; G_g são *dummies* para representar os grupos de área; e ε_i representa o termo de erro composto.

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

4.3. Determinantes da eficiência técnica em diferentes faixas de eficiência

Após a estimação dos escores de eficiência técnica pelo método da fronteira estocástica, o segundo estágio da análise consiste em identificar os principais fatores que influenciam a eficiência das unidades produtivas. Para tal, será utilizado o método de regressão quantílica⁷ para identificar os principais determinantes da eficiência técnica, considerando diferentes faixas de produtividade. Este método é viável, uma vez que, dependendo da dispersão e da heterogeneidade de uma amostra, o poder de explicação das variáveis independentes sobre a variável dependente pode ser distinto em diferentes pontos da distribuição da amostra analisada. Assim, a utilização de técnicas de estimações baseadas nos mínimos quadrados pode não ser a forma mais correta de obter os coeficientes de um modelo (QUINTELA, 2011).

Dessa forma, a equação a ser estimada é dada por:

$$\begin{aligned} \ln ET_{ij} = & \beta_0 + \beta_1 Areatotal_{ij} + \beta_3 Financ_{ij} + \beta_4 Irrig_{ij} + \beta_5 Armaz_{ij} + \beta_6 Ecol_{ij} + \beta_7 Coop_{ij} + \\ & \beta_8 Urbano_{ij} + \beta_9 Exp10_{ij} + \beta_{10} Assit_{ij} + \beta_{11} Assentado_{ij} + \beta_{12} Arrendatário_{ij} + \beta_{13} Parceiro_{ij} + (9) \\ & \beta_{14} Ocupante_{ij} \end{aligned}$$

⁷ Para maiores detalhes sobre o método ver Koenker e Bassett (1978).

em que LnET é o logaritmo da eficiência técnica do município i referente ao grupo de área j ; Areatotal representa o logaritmo da área total do estabelecimento; Financ representa o logaritmo do financiamento total realizado; Irrig , representa a parcela das propriedades que tiveram acesso à irrigação; Armaz , representa a parcela das propriedades apresentaram unidade armazenadora na propriedade; Ecol , medida pela proporção de dirigentes que não sabem ler e têm ensino fundamental incompleto sobre o número total de produtores, sendo, portanto, uma medida de baixa escolaridade; Coop , representa a parcela de propriedades associadas a uma cooperativa; Urbano , representa a parcela das propriedades em que o dirigente do estabelecimento resida em local urbano; $\text{Exp } 10$, representa a parcela dos estabelecimentos em que o dirigente esteja mais de 10 anos na administração do estabelecimento; Assit , representa a parcela das propriedades que tiveram acesso à assistência técnica; e as variáveis Assentado , Arrendatário , Parceiro e Ocupante indicam a condição do produtor em relação a terra, sendo a condição de proprietário utilizada como base.

Assim, a equação (9) será estimada em cinco quantis (0,10; 0,25; 0,50; 0,75; 0,90), tendo como variável dependente a eficiência em cada faixa, ou quantil condicional, da distribuição dos erros da função estocástica (Equação 8). É importante destacar que, ao contrário da abordagem de mínimos quadrados, em que as estimativas eram baseadas na soma dos quadrados dos resíduos, a estimativa da regressão quantílica tem como base a soma dos desvios absolutos, denominado *estimador Least Absolute Deviations* (LAD). Deste modo, a equação 8 a ser estimada pode ser representada por

$$y_i = x_i' \beta + u_{qi} \quad (10),$$

em que y_i são as diferentes faixas de eficiência, ou quantis, para as quais serão estimados os parâmetros de determinação; x_i é o vetor de variáveis explicativas, contendo as variáveis apresentadas em (8); β representa os coeficientes a serem estimados; e u_{qi} são os desvios condicionais referentes ao q -ésimo quantil ou faixa de eficiência. O valor mínimo da soma dos desvios absolutos ($y_i - x_i' \beta$) é obtido pela solução do problema, como demonstrado em (11):

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^n |y_i - x_i' \beta| \quad (11)$$

Conforme exposto por Amemya (1985), quando o pesquisador está interessado em analisar faixas específicas da distribuição da variável condicional, um estimador LAD é considerado mais robusto. Ademais, as propriedades estatísticas podem ser estabelecidas de forma mais segura neste modelo.

O trabalho de Koenker e Basset (1978) apresentou uma generalização do estimador LAD para o método da regressão quantílica. Segundo os autores, no modelo LAD, dada a variável independente y e dado o conjunto de variáveis explicativas x , em cada quantil q deve-se minimizar a soma dos quadrados absolutos dos resíduos, obtendo a mediana da distribuição como solução para a equação (12) abaixo.

$$\min_b \frac{1}{n} \left\{ \sum_{i \in (i: y_i \geq x_i' \beta)} q |y_i - x_i'| + \sum_{i \in (i: y_i < x_i' \beta)} (1-q) |y_i - x_i'| \right\} = \min_b \frac{1}{n} \sum p_q(y_i - x_i'), \quad (12)$$

em que $p(q)$ é denominado função *check*.

Considerando um valor de q igual a $1/2$, obtém-se a regressão da mediana. Assim, torna-se possível obter um grupo (Q_y) de funções quantílicas condicional da variável dependente, dada a matriz de variáveis explicativas (X). Essa relação é demonstrada em (13), em sua forma matricial:

$$Q_y(q | X) = X\beta(q) + Q_\varepsilon(1), \quad q \in [0,1], \quad (13)$$

em que Q_ε representa os erros condicionais.

Em relação à interpretação dos parâmetros estimados, segundo Buchinsky (1995), esta é feita pelo efeito marginal (EMg) de cada variável explicativa em cada quantil condicional específico. Esta estimativa é dada pela derivada parcial de cada um dos regressores da equação 13:

$$EMg = \frac{\partial Q_y(q | X)}{\partial x_j} \quad (14)$$

Quanto às variáveis representadas por *dummies*, o EMg deve ser interpretado como a resposta do q -ésimo quantil condicional da eficiência, à mudança do j -ésimo elemento do vetor X de variáveis independentes de zero para

1. Isso significa que, para as variáveis *dummies*, o efeito marginal é obtido pela diferença das probabilidades de X ser igual a 1 ou igual a zero, como descrito na equação

$$EMg = P[Q_y = y | X_j = 1] - P[Q_y = y | X_j = 0] \quad (15)$$

Para verificar se os coeficientes estimados em cada quantil são de fato estatisticamente diferentes entre si, foi aplicado o teste de Wald. Conforme Hao e Naiman (2007), sendo estimadas a variância e a covariância, o teste permite verificar a hipótese de igualdade entre pares de coeficientes em cada quantil $\beta_i^{(p)}$ e $\beta_i^{(q)}$, correspondendo à mesma variância, mas entre quantis p e q usando a estatística de Wald:

$$Wald(W) = \frac{(\beta_j^{(p)} - \beta_j^{(q)})^2}{\beta_j^{(p)} - \beta_j^{(q)}} \quad (16)$$

A estatística de Wald segue distribuição χ^2 com q graus de liberdade, considerando q o número de hipóteses testadas conjuntamente ou com distribuição F, em que $F = \frac{1}{q}W$, com q graus de liberdade no numerador e d graus de liberdade no denominador (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

Deste modo, ao estimar a regressão (9) pela técnica de regressão quantílica, torna-se possível identificar, caso haja, o poder de determinação das variáveis explicativas em grupos da amostra diferenciados por faixas, ou quantis, de eficiência. Dessa forma, verifica-se como cada grupo responde às mudanças nessas variáveis, e não apenas o efeito em relação à média da amostra. Esta análise é interessante ao considerar que, dadas as particularidades de cada estado, região, ou classe de área, a eficiência estimadas pode apresentar grande heterogeneidade produtiva. Além disso, esta análise ainda permite investigar se a relação entre a produtividade e o tamanho do estabelecimento sofre mudanças em cada nível de eficiência considerado.

Destaca-se ainda que a heterogeneidade das unidades produtivas foi considerada no processo de estimação. Nesse sentido, o método de reamostragem

por *bootstrap*⁸ foi utilizado com intuito de fornecer maior confiabilidade nas inferências realizadas a partir dos resultados estatísticos estimados.

Entretanto, algumas variáveis podem apresentar potencial problema de endogeneidade, o que poderia comprometer a qualidade das estimativas. Para corrigir tal problema, será utilizado o procedimento proposto por Dufrénot et al. (2009), que consiste em estimar o método de regressão quantílica por dois estágios. No primeiro estágio, a variável considerada endógena é regredida em relação a todas as variáveis exógenas e a outras que não estão incluídas no modelo e poderiam explicar a variável dependente. Já no segundo estágio, estima-se a equação principal, utilizando as estimativas obtidas no primeiro estágio para a variável considerada endógena.

4.4. Fonte e tratamento dos dados

As informações sobre as variáveis utilizadas nesta pesquisa são provenientes do Censo Agropecuário de 2006, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Entretanto, a base de dados utilizada refere-se a uma tabulação especial a partir dos microdados do Censo, realizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, e coordenada pelo professor Steven M. Helfand. Essa tabulação consistiu em organizar todos os dados de acordo com a classe de área dos estabelecimentos e condição do produtor, o que permitiu o uso de uma gama maior de variáveis neste trabalho, contribuindo para uma estimativa mais precisa da relação entre produtividade e tamanho do estabelecimento agropecuário⁹.

Assim como nos trabalhos de Helfand e Levine (2004) e Helfand (2012), foram criadas unidades representativas para cada tamanho do estabelecimento e condição do produtor em relação a terra, em cada município. Após a remoção de observações com valores *missings* e *outliers*, os estabelecimentos brasileiros

⁸ Para mais detalhes sobre o procedimento, ver Song et al. (2012).

⁹ Os autores agradecem ao Ipea e, em especial, ao Prof. José Gustavo Feres, pela disponibilização dos dados para esta pesquisa.

foram agrupados em 16.607 unidades representativas. Estas unidades representativas foram obtidas pela divisão do valor total de determinada variável pelo número de estabelecimentos, em um grupo de área e município específico. Assim, em cada grupo de área pertencente a cada municípios, construiu-se uma unidade representativa. Este procedimento foi necessário, uma vez que não foi possível ter acesso direto aos microdados do censo agropecuário.

Como explicado nas subseções anteriores, a primeira etapa para obtenção dos escores de eficiência é a estimação da função fronteira de produção. Para tal procedimento, a variável produto foi definida como o valor bruto da produção. Quanto aos insumos, eles serão definidos pelas seguintes variáveis: área colhida (ou utilizada, no caso da pecuária); número de tratores nos estabelecimentos, como *proxy* para bens de capital; e despesa realizada não remuneradora de fator produtivo, em que serão incluídas despesas com adubos, corretivos do solo, sementes e mudas, sacarias e embalagens, agrotóxicos, medicamentos para animais, sal e rações (industrializados ou não industrializados), transporte da produção e energia elétrica. Para representar o fator trabalho na função de produção, é comum a utilização da variável pessoal ocupado, discriminando-se a presença de trabalho de menor de 14 anos como meio adulto equivalente. Contudo, nesta pesquisa, optou-se por utilizar as variáveis unidade de trabalho familiar e unidade de trabalho contratado. O motivo dessa escolha foi que, como observado nas primeiras seções deste trabalho, grande parte das justificativas para relação inversa estava em torno das diferenças entre o trabalho familiar e o contratado, deste modo, buscou-se identificar o comportamento isolado de cada tipo de mão de obra na produção agropecuária. Segundo o IBGE, tais variáveis são construídas da seguinte forma:

- 1) Unidade de Trabalho Familiar (*UTF*) = 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.

- 2) Unidade de Trabalho Contratado (*UTC*) = 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.

Considerando agora a segunda etapa da pesquisa, referente à análise dos determinantes da eficiência produtiva, além da variável principal área total dos estabelecimentos e do controle para as condições do produtor em relação a terra, foi introduzido um grupo de variáveis para tentar controlar as heterogeneidades devido a características específicas do produtor ou do estabelecimento, quais sejam: acesso a instituições e bens públicos, definidos pelas variáveis do financiamento total (*Financ*) e assistência técnica (*Assit*); acesso à tecnologia, representado pelo acesso à tecnologia de irrigação (*Irrig*) e presença de unidade armazenadora na fazenda (*Armaz*); participação em redes de informação por meio da participação em cooperativas (*Coop*) ou residência do dirigente em local urbano (*Urbano*), que, nesta pesquisa, são consideradas *proxies* para presença de capital social na propriedade; e variáveis referentes ao capital humano, como experiência (*Exp10*), indicando que o dirigente está há mais de 10 anos na administração da atividade, e escolaridade (*Escol*). Quanto a esta última, cabe ressaltar que ela foi construída pela proporção da soma dos dirigentes que não sabem ler e têm ensino fundamental incompleto sobre o número total de produtores, deste modo, espera-se que tenha um impacto negativo sobre a eficiência produtiva dos estabelecimentos, sendo considerada uma medida de baixa escolaridade.

5. Resultados e discussão

Nesta seção é feita a discussão dos principais resultados obtidos na pesquisa. Primeiramente é feita uma análise descritiva das principais variáveis utilizadas, considerando seu comportamento quanto às diferentes regiões e classes de área. Após esta análise, a relação entre produtividade e tamanho do estabelecimento é verificada por meio das produtividades parciais médias da terra e do trabalho. A seguir, são apresentados os resultados da função estocástica de produção estimada, bem como os escores de eficiência obtidos, para cada classe de área dos estabelecimentos. Por fim, os determinantes da eficiência produtiva, incluindo a área total do estabelecimento agropecuário, são estimados para diferentes faixas de eficiência para verificar se há variação do poder de explicação destas variáveis de acordo com o desempenho produtivo da propriedade.

5.1. Análise descritiva de dados

Antes de estimar a produtividade das unidades representativas segundo a classe de área do estabelecimento, é feita, inicialmente, uma análise descritiva dos dados com o intuito de identificar o comportamento das variáveis utilizadas na pesquisa quanto às características de cada região. Os resultados apresentados na Tabela 1 evidenciam grande heterogeneidade, uma vez que os valores do desvio padrão foram altos para a maior parte das variáveis, com exceção daquelas representativas da unidade de trabalho familiar (UTF), presença de armazém (armaz), experiência (exp10) e assistência técnica (assistência), indicando grandes diferenças entre os estabelecimentos de uma mesma região, principalmente no que se relaciona aos gastos com insumos (despesas) e valor da produção gerado.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo proposto.

Variáveis (1º Estágio)	Norte		Nordeste		Centro		Sudeste		Sul	
	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão	Média	Desvio-Padrão
<i>VBP</i>	3.524,16	6.715,27	5.316,12	15.214,99	29.304,31	53.166,55	36.134,89	85.482,54	22.262,86	43.936,49
<i>Area</i>	32,50	68,19	15,29	44,114	73,057	117,462	27,842	49,374	21,941	51,449
<i>Trator</i>	0,026	,051	0,016	0,045	0,173	0,162	0,154	0,163	0,128	0,120
<i>UTF</i>	0,96	,034	0,983	0,032	0,997	0,040	1,001	0,066	0,987	0,0268
<i>UTC</i>	0,103	,271	42,71	104,615	74,088	122,902	75,616	117,681	28,861	54,825
<i>Dadubo</i>	223,425	1637,454	881,84	19.112,29	4.039,576	9.737,559	3.613,434	12.289,46	3.923,666	34.957,59
<i>Dagrot</i>	184,442	1105,054	1.088,50	37.634,85	3.636,947	12.405,57	2.213,654	18.732,17	2.823,789	26.906,18
<i>Dsement</i>	63,128	243,48	56,04	430,320	1.060,585	2.325,381	528,063	1.811,437	704,286	2.015,732
<i>Dmed</i>	308,325	718,117	136,98	2.652,254	1.067,381	1.485,199	557,798	1.487,113	409,313	2.702,78
<i>Dsal</i>	975,753	11.025,08	94,17	430,514	2.515,137	4.679,158	8.458,422	36.713,07	971,031	4.131,263
<i>Dtransp</i>	52,284	298,203	53,18	479,202	461,748	962,936	515,892	2.029,622	321,809	1.067,046
<i>Denerg</i>	197,202	274,627	125,54	405,123	1.020,083	2.013,164	983,686	2.104,352	479,298	2.046,752
<i>Demba</i>	5,435	12,574	22,364	148,903	90,514	492,492	279,122	2.626,95	38,118	533,780
<i>Dcorret</i>	69,715	518,251	98,63	1.020,576	2.771,293	30.461,2	684,327	3.867,418	590,894	13.526,6
Variáveis (2º Estágio)										
<i>Areatotal</i>	49,644	116,795	23,62	75,947	90,236	151,402	34,681	62,791	27,472	66,127
<i>Financ.</i>	710,348	1968,319	535,21	3.757,923	5.748,238	12.806,57	3.909,965	15.464,7	4.484,357	11.777,08
<i>Irrigação</i>	0,124	1,304	0,14	0,857	0,418	1,993	0,581	2,746	0,680	5,269
<i>Armaz.</i>	0,059	,068	0,03	0,053	0,050	0,0592	0,140	0,116	0,142	0,099
<i>Coop.</i>	0,012	,019	0,007	0,023	0,099	0,109	0,128	0,151	0,167	0,135
<i>Localurbano</i>	0,034	,047	0,050	0,071	0,108	0,107	0,116	0,108	0,063	0,081
<i>Exp10</i>	0,180	,095	0,242	0,108	0,241	0,152	0,328	0,121	0,276	0,105
<i>Assistência</i>	0,065	,066	0,022	0,045	0,125	0,082	0,126	0,103	0,118	0,081

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: VBP – Valor bruto da produção em R\$; Area – área colhida (ou utilizada no caso da pecuária) total; Trator - número de tratores nos estabelecimentos; UTF – unidades de trabalho familiar; UTC – unidades de trabalho contratado; Dadubo – gastos com adubo, em R\$; Dagrot – gastos com agrotóxicos, em R\$; Dsement – gastos com sementes, em R\$; Dmed- gastos com medicamentos para animais em, R\$; Dsal – gastos com sal e rações, em R\$; Dtransp – gastos com transporte da produção, em R\$; Denerg – gastos

com energia elétrica, em R\$; Demba – gastos com embalagem, em R\$; Dcorret – gastos com corretivos, em R\$; Area total – área total do estabelecimento, em ha.; Financ.- Financiamento total realizado, em R\$; Irrigação – dummy igual a 1 quando o estabelecimento tem acesso a tecnologia de irrigação; Armaz. – dummy igual a 1 quando o estabelecimento tem unidade armazenadora na propriedade; Coop. – dummy igual a 1 quando o estabelecimento é associado à cooperativa; Localurbano – dummy igual a 1 quando o dirigente reside em local urbano; Exp10 – dummy igual a 1 quando o dirigente está a mais de 10 anos na administração do estabelecimento; Assistência – dummy igual a 1 quando o estabelecimento recebe orientação técnica.

Os valores médios apresentados na Tabela 1 para variável representativa do valor bruto da produção (VBP) mostram que as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul são as que mais geraram receita por meio da atividade agropecuária, sendo responsáveis por R\$ 29.304,30, R\$36.134,89 e R\$ 22.262,86, respectivamente. A *proxy* para estoque de capital, ou seja, o número médio de tratores existentes no estabelecimento, teve comportamento semelhante, apresentando maiores médias - 0,17; 0,15; e 0,13, respectivamente - para as regiões citadas.

Ao desagregar o fator trabalho em unidades de trabalho familiar (UTF) e unidades de trabalho contratado (UTC), pode-se verificar que de fato estas variáveis apresentam comportamentos distintos entre as regiões. Os dados para a variável UTF mostram que as regiões apresentaram média semelhante às demais quanto ao número de trabalhadores familiares. Esperava-se que Norte e Nordeste, dado que abrigam praticamente mais da metade dos agricultores familiares do país, utilizassem este recurso em maior abundância. Todavia, cabe ressaltar que os dados são referentes a fazendas representativas, sendo assim, refletem a média da utilização deste recurso e não a quantidade total de mão de obra familiar. Já em relação à variável UTC, verifica-se que Centro-Oeste e Sudeste se destacam com as maiores médias, ou seja, as unidades representativas destas regiões utilizam em média maior quantidade de trabalho contratado, em detrimento das demais. Estes dados, juntamente com os referentes ao número de tratores, também confirmam que as regiões Norte e Nordeste são mais atrasadas tecnologicamente, apresentando uma produção agropecuária menos intensiva em capital e mais intensiva em trabalho (ALMEIDA, 2012).

A respeito do comportamento das despesas praticadas no estabelecimento em 2006, verifica-se que, no geral, as regiões que mais contribuíram na formação do valor bruto da produção foram as que realizaram as maiores despesas - Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Porém, quando cada região é analisada separadamente, observam-se disparidades quanto à participação de cada despesa nos gastos totais dos estabelecimentos. Na região Norte, os maiores gastos, em média, são aqueles relacionados à pecuária, que são as despesas com medicamentos para animais e despesas com sal e rações. Nas regiões Nordeste,

Centro-Oeste e Sul, as despesas com adubo e agrotóxicos se destacam como os principais custos dos estabelecimentos representativos. No Sudeste, as despesas médias com adubo e sal e rações representaram os principais gastos para o produtor.

Quanto ao financiamento total realizado pelas unidades representativas, observa-se também grande disparidade entre os valores médios de cada região, sendo o Norte (710,3) e Nordeste (535,2) responsáveis pelos menores valores. Entretanto, esse cenário era esperado, pois reflete o próprio padrão da distribuição de crédito no país, em que a maior parcela do recurso tem sido direcionada para regiões geográfica e economicamente mais favorecidas (SILVA, 2006). Já para Freitas e Teixeira (2011), o crédito rural tem seguido uma ótica produtivista, isto é, tem disponibilizado maior montante do recurso para regiões que mais demandam crédito. Além disso, deve-se considerar também que nestas regiões há maior número de agentes de intermediação bancária (oficial e privada).

Em relação às propriedades associadas às cooperativas, verifica-se que, em média, as regiões Sudeste e Sul detêm o maior número de produtores cooperados. Apesar de ser uma das principais fronteiras agrícolas do Brasil, a média das unidades representativas na região Centro-Oeste foi de apenas 0,099. De acordo com Bialoskorski Neto (2012), apenas 18% dos estabelecimentos rurais desta região estão associados a alguma cooperativa, enquanto esse percentual chega a 38% na região Sul. No que tange à presença de unidade armazenadora na propriedade, novamente as regiões Sul e Sudeste apresentaram as maiores médias, 0,140 e 0,142, respectivamente.

Os dados apresentados para a variável *irrigação* mostram a heterogeneidade existente na utilização deste recurso entre as regiões, indicando uma concentração de áreas irrigadas no Sul e Sudeste. A menor média apresentada pela região Norte (0,12) pode ser justificada pela grande parcela de área dedicada à pecuária extensiva, em detrimento daquelas destinadas à atividade agrícola. Ademais, segundo Cunha (2010), o comportamento da distribuição da irrigação no país está associado, entre outros fatores, com as

características climáticas de cada região. Assim, o excesso de chuvas em determinadas épocas do ano pode contribuir para menor necessidade de irrigação no Norte do país.

No que se refere à variável *exp10*, os dados mostram baixa oscilação entre as regiões, sendo o Sudeste responsável pela maior média de estabelecimentos com dirigente a mais de 10 anos na administração da propriedade. Já em relação à proporção de unidades em que o dirigente reside no município urbano (*localurbano*), observa-se que nas regiões Centro e Sudeste esta característica é mais frequente.

Em relação à assistência técnica, observa-se que, em média, no Centro-Oeste, Sudeste e Sul, é maior a presença de produtores que recebem orientação técnica na realização da atividade agropecuária. Entretanto, este recurso ainda é muito limitado no Brasil, sendo que, segundo dados do IBGE (2014), apenas 22% dos estabelecimentos, os quais ocupam 46% da terra, recebem assistência técnica. Além disso, a área média das propriedades assistidas é de 228 ha, o que deixa evidente a dificuldade dos pequenos produtores em obter acesso a tal recurso.

Como uma das hipóteses da pesquisa é verificar a relação entre a produtividade e o tamanho do estabelecimento, a Tabela 2 foi construída com o objetivo de apresentar estatísticas descritivas considerando o comportamento das variáveis em relação a diferentes classes de área.

Tabela 2 – Estatística descritiva das variáveis utilizadas no modelo proposto por classe de área do estabelecimento.

Variáveis (1º Estágio)	Menos de 1 ha	1 a menos de 5 ha	5 a menos de 10 ha	10 a menos de 20 ha	20 a menos de 50 ha	50 a menos de 100 ha	100 a menos de 200 ha	200 a menos de 500 ha	500 a menos de 1000 ha	Mais de 1000 ha
<i>VBP</i>	1.498,04	4.344,328	6.934,216	9.082,067	15.077,39	24.985,11	45.914,53	101.653,7	109.888,6	38.729,76
<i>Area</i>	0,196	1,006	2,532	4,809	10,285	22,947	48,547	50,137	249,695	378,147
<i>Trator</i>	0,004	0,021	0,043	0,066	0,098	0,142	0,193	0,174	0,312	0,197
<i>UTF</i>	0,979	0,981	0,983	0,984	0,987	0,992	1,001	0,139	1,011	0,990
<i>UTC</i>	4,692	21,201	22,732	33,193	57,026	60,259	78,487	168,247	103,729	100,362
<i>Dadubo</i>	45,311	202,491	371,921	571,733	1.047,832	2.172,503	4.921,488	54.097,230	25.683,040	12.159,620
<i>Dagrot</i>	18,781	94,606	174,175	678,761	582,348	1.339,285	3.123,395	54.564,360	20.714,480	8.089,746
<i>Dsement</i>	22,510	52,958	87,160	125,299	225,454	426,681	1.045,642	3.393,955	3.843,047	15.956,730
<i>Dmed</i>	9,722	40,467	77,584	127,796	213,621	464,278	830,087	4.408,437	5.791,156	3.989,800
<i>Dsal</i>	54,423	226,393	371,844	492,034	761,644	1.447,708	23.641,080	8.303,607	6.119,271	7.435,306
<i>Dtransp</i>	11,389	42,458	54,356	85,315	171,599	290,706	627,358	3.141,399	1.869,989	1.508,215
<i>Denerg</i>	105,780	198,877	244,018	312,450	407,717	621,153	995,665	4.951,691	2.398,399	1.404,302
<i>Demba</i>	17,867	41,671	72,925	47,292	117,971	94,576	172,617	751,883	241,708	40,483
<i>Dcorret</i>	6,608	23,947	47,498	76,848	165,582	330,676	909,972	27.952,420	4.463,191	2.595,806
Variáveis (2º Estágio)										
<i>Areatotal</i>	0,441	2,588	7,079	13,995	30,694	68,519	136,272	305,766	685,375	2.049,335
<i>Financ.</i>	74,099	302,389	569,501	915,024	1.495,882	2.974,524	6.266,912	19.106,860	28.066,620	11.100,40
<i>Irrigação</i>	0,012	0,058	0,093	0,117	0,235	0,444	1,060	7,375	4,570	2,258
<i>Armaz.</i>	0,037	0,066	0,099	0,114	0,114	0,129	0,145	0,123	0,137	0,069
<i>Coop.</i>	0,011	0,037	0,068	0,091	0,104	0,125	0,149	0,160	0,161	0,029
<i>Localurbano</i>	0,046	0,049	0,053	0,061	0,074	0,085	0,098	0,092	0,106	0,046
<i>Exp10</i>	0,219	0,244	0,261	0,266	0,279	0,303	0,316	0,123	0,308	0,194
<i>Assistência</i>	0,022	0,056	0,083	0,099	0,101	0,102	0,112	0,096	0,130	0,082

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: VBP – Valor bruto da produção em R\$; Area – área colhida (ou utilizada no caso da pecuária) total; Trator - número de tratores nos estabelecimentos; UTF – unidades de trabalho familiar; UTC – unidades de trabalho contratado; Dadubo – gastos com adubo, em R\$; Dagrot – gastos com agrotóxicos, em R\$; Dsement – gastos com sementes,

em R\$; Dmed- gastos com medicamentos para animais em, R\$; Dsal – gastos com sal e rações, em R\$; Dtransp – gastos com transporte da produção, em R\$; Denerg – gastos com energia elétrica, em R\$; Demba – gastos com embalagem, em R\$; Dcorret – gastos com corretivos, em R\$; Area total – área total do estabelecimento, em ha.; Financ.- Financiamento total realizado, em R\$; Irrigação – dummy igual a 1 quando o estabelecimento tem acesso a tecnologia de irrigação; Armaz. – dummy igual a 1 quando o estabelecimento tem unidade armazenadora na propriedade; Coop. – dummy igual a 1 quando o estabelecimento é associado à cooperativa; Localurbano – dummy igual a 1 quando o dirigente reside em local urbano; Exp10 – dummy igual a 1 quando o dirigente está a mais de 10 anos na administração do estabelecimento; Assistência – dummy igual a 1 quando o estabelecimento recebe orientação técnica.

Como esperado, observou-se uma relação positiva entre a área colhida média das fazendas representativas e as classes de área total. O comportamento do valor bruto da produção e da variável relativa ao número de tratores existentes foi semelhante, apresentando uma relação positiva até a classe de área de 500 a 1000 ha, porém uma queda acentuada nos estabelecimentos com área superior a 1000 ha.

As médias apresentadas para as variáveis UTC e UTF evidenciam novamente a importância de desagregar o fator trabalho na função de produção. Enquanto a média para unidade de trabalho familiar sofre poucas oscilações à medida que se eleva a área média do estabelecimento representativo, o mesmo não ocorre com o trabalho contratado. Assim, quanto maior a área do estabelecimento, maior a presença de trabalhadores contratados. Este resultado era esperado, pois as menores classes de área estão normalmente associadas a uma maior presença da agricultura familiar. Para esta variável (UTF), verificou-se que a menor média pertence aos estabelecimentos com área entre 200 e 500 ha.

Ao analisar as despesas realizadas de forma desagregada, verifica-se grande disparidade nas médias quando elas são condicionadas a diferentes classes de área. Para os menores estabelecimentos (até 10 ha, por exemplo), as despesas relacionadas a adubo, sal e reações e energia tiveram maior participação nos gastos totais do produtor. Já para as classes de área intermediária (entre 20 a 200 ha), além das despesas citadas, os gastos com agrotóxicos também assumem posição de destaque, enquanto nos maiores estabelecimentos, apesar de não serem os principais custos na produção, observou-se aumento significativo das despesas médias com medicamentos para animais e com corretivos.

Observando as estatísticas descritivas das variáveis que serão utilizadas no segundo estágio do modelo, percebe-se um padrão bem definido para o comportamento segundo a classe de área do estabelecimento. Os estabelecimentos com área total entre 500 e 1000 ha foram os responsáveis pelas maiores médias para quase todas as variáveis, com exceção para a proporção de dirigentes que estão há mais de 10 anos na administração do estabelecimento

(exp10), que pouco oscilou entre as classes de área, atingindo a maior média as propriedades pertencentes à classe de 100 a menos de 200 ha. O comportamento divergente desta variável era esperado, pois a experiência do dirigente parece ser de fato uma característica não relacionada com o tamanho de sua propriedade. Já as variáveis referentes ao financiamento total realizado (Financ) e a tecnologia de irrigação (Irrigação) foram as que apresentaram maior crescimento, sendo diretamente influenciadas pelo tamanho total do estabelecimento. Contudo, um detalhe interessante é que as médias encontradas para as unidades representativas com área superior a 1000 ha foram relativamente inferiores às duas classes anteriores, referentes aos estabelecimentos com área entre 200 e 1000 ha.

5.2. Análise das produtividades parciais

Como mencionado na primeira seção da pesquisa, utilizar medidas parciais para verificar a relação entre produtividade e tamanho do estabelecimento pode não ser a melhor forma de analisar a questão, pois os resultados podem divergir de acordo com a medida utilizada. Nesse sentido, antes de apresentar os resultados da abordagem econométrica, foram calculadas as produtividades parciais médias, considerando o fator terra e trabalho (desagregado em unidade de trabalho familiar e contratado), visando identificar a relação dessas medidas com as classes de área dos estabelecimentos agropecuários. Os resultados apresentados a seguir são consistentes com a literatura existente acerca do tema, sugerindo uma relação positiva entre a produtividade do trabalho e o tamanho do estabelecimento, enquanto a relação para produtividade da terra é negativa (HELTBERG, 1998; BAGOLIN; STULP, 2012; MASTERSON, 2007; CONCEIÇÃO, 2011).

Tabela 3 – Produtividade média da Terra (R\$ por ha) por região.

Grupo de área	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
<i>Menos de 1 há</i>	39.327,06	8.201,46	9.415,74	28.750,25	11.343,16
<i>1 a menos de 5 há</i>	1.907,85	2.547,40	4.550,86	6.066,30	5.654,74
<i>5 a menos de 10 há</i>	867,63	1.284,26	2.327,2	3.193,94	3.443,61
<i>10 a menos de 20 há</i>	613,57	953,92	1.655,39	2.249,33	2.304,67
<i>20 a menos de 50 há</i>	282,66	611,69	1.007,49	1.935,28	1.940,57
<i>50 a menos de 100 há</i>	289,01	412,49	1.192,68	1.371,43	1.362,09
<i>100 a menos de 200 ha</i>	104,26	243,70	737,09	1.421,49	968,07
<i>200 a menos de 500 ha</i>	70,08	209,82	513,77	1.073,99	715,52
<i>500 a menos de 1000 ha</i>	32,39	252,36	214,45	616,02	720,23
<i>Mais de 1000 há</i>	59,29	191,77	64,44	581,15	202,61

Fonte: Resultados da pesquisa.

Com base na Tabela 3, pode-se confirmar uma forte relação inversa entre a produtividade média da terra e o tamanho do estabelecimento, sendo este comportamento verificado em todas as regiões, evidenciando que as pequenas fazendas de fato utilizam intensivamente o seu fator de produção escasso (HELFAND; LEVINE, 2004). Entre as regiões, observa-se que Norte, Sudeste e Sul apresentam alta produtividade da terra para os menores estabelecimentos. Porém, quando consideramos classes de área mais elevadas, a produtividade na região Norte cai acentuadamente. Para as classes de área mais elevadas, Sudeste e Sul permanecem como as regiões mais produtivas. No geral, verifica-se uso mais intensivo da terra nas classes de área de até 100 ha.

Para Helteberg (1998), a menor produtividade da terra nos grandes estabelecimentos pode estar associada às imperfeições do mercado de mão de obra. Além disso, a mão de obra contratada pelos maiores estabelecimentos exigiria supervisão constante do contratante, o que, somado a outras despesas como aquelas relacionadas à sua procura, contratação, transporte e outras, poderia elevar o seu custo acima do valor do salário. Sendo assim, a contratação de mão de obra a um nível abaixo do necessário poderia ocasionar uma redução na produtividade da terra do estabelecimento.

A Tabela 4 apresenta as produtividades médias para o trabalho familiar. Conforme o esperado, percebe-se um aumento substancial da produtividade à medida que aumenta a área do estabelecimento. Um dos fatores que ajudam a

explicar esse comportamento é que o número de trabalhadores familiares é menor nas grandes fazendas, as quais apresentam maior grau de mecanização das atividades e outros arranjos tecnológicos que poupam mão de obra (ALVES, 2003). Como observado pelas estatísticas descritivas apresentadas anteriormente, realmente há um aumento no número de tratores existentes e das despesas com insumos nas maiores propriedades, o que pode contribuir para o aumento do rendimento por unidade de trabalho. Para as propriedades com pouca terra, nota-se que as regiões Norte e Sudeste foram as que apresentaram maior produtividade. Entretanto, este cenário é alterado quando consideramos as maiores classes de área, em que as regiões mais produtivas passam a ser a Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Tabela 4 – Produtividade média do trabalho familiar (UTF) (R\$ por un.)

Grupo de área	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
<i>Menos de 1 há</i>	1.957,18	1.102,52	1.290,03	3.501,31	1.530,06
<i>1 a menos de 5 ha</i>	2.179,86	1.913,38	5.298,99	6.842,42	6.122,31
<i>5 a menos de 10 ha</i>	2.325,17	2.841,34	5.763,29	9.569,35	8.412,97
<i>10 a menos de 20 ha</i>	2.275,24	3.946,02	9.052,14	13.856,8	9.970,06
<i>20 a menos de 50 ha</i>	2.286,09	5.459,69	11.838,62	25.729,77	17.524,79
<i>50 a menos de 100 ha</i>	4.473,98	8.264,85	31.038,32	41.226,42	29.720,59
<i>100 a menos de 200 ha</i>	3.639,67	9.110,42	50.965,64	89.924,76	47.468,63
<i>200 a menos de 500 ha</i>	6.042,28	15.838,79	71.768,41	129.491,9	85.714,96
<i>500 a menos de 1000 ha</i>	6.557,86	43.385,91	60.157,69	161.362,9	188.793
<i>Mais de 1000 ha</i>	20.954,2	63.207,1	25.575,99	84.519,31	44.877,06

Fonte: Resultados da pesquisa.

Quanto à produtividade média do trabalho contratado, conforme apresentado na Tabela 5, observa-se também uma relação direta com o tamanho do estabelecimento, ou seja, a produtividade é maior nas grandes fazendas em que o custo de oportunidade do trabalho contratado é maior. Entre as regiões, observa-se que, para os menores estabelecimentos, a produtividade é maior no Sudeste, Nordeste e Sul. A partir de grupos intermediários, a região Centro-Oeste passa também a obter elevados valores para produtividade do trabalho. No caso do Nordeste, a alta produtividade observada na classe de área superior a 1000 ha deve ser analisada com cautela, pois pode estar mais relacionada com a escassez

da mão de obra em relação à terra nesta região do que com o retorno do fator. No geral, observa-se que, independentemente da região ou grupo de área, a produtividade do trabalho relacionada à unidade de trabalho contratado foi maior que a familiar. Para Alves (2003), menor produtividade do trabalho familiar também pode significar menor remuneração dos membros da família. Este é um ponto preocupante, pois, se confirmado, poderia elevar a probabilidade de a família abandonar a atividade ou migrar para as cidades em busca de novos trabalhos.

Tabela 5 – Produtividade média do trabalho contratado (UTC) (R\$ por un.)

Grupo de área	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
<i>Menos de 1 há</i>	5.193,85	23.903,38	4.041,75	14.146,53	10.918,58
<i>1 a menos de 5 há</i>	58.549,98	73.315,76	72.319,23	55.871,07	78.610,03
<i>5 a menos de 10 há</i>	36.074,94	80.049,55	54.333,73	67.678,39	106.179,7
<i>10 a menos de 20 há</i>	36.313,71	48.479,31	98.357,22	81.097,92	189.441,3
<i>20 a menos de 50 há</i>	73.955,16	56.976,77	86.801,26	81.628,53	233.434,3
<i>50 a menos de 100 há</i>	74.261,83	37.160,77	78.317,42	62.374,24	192.042,6
<i>100 a menos de 200 há</i>	35.925,09	23.404	90.211,31	63.075,13	128.396,2
<i>200 a menos de 500 há</i>	22.360,73	18.964,43	84.239,7	53.320,67	104.931,3
<i>500 a menos de 1000 há</i>	21.942,26	54.026,54	44.866,36	66.117,51	99.132,41
<i>Mais de 1000 há</i>	21.980,43	108.297,7	25.871,53	142.014,5	29.162,33

Fonte: Resultados da pesquisa.

5.3. Função fronteira de produção estocástica

A função fronteira estocástica de produção, *Stochastic Frontier Approach* (SFA), para as unidades representativas foi estimada por meio do método Máxima Verossimilhança, sendo a primeira etapa para obtenção do nível de eficiência dos estabelecimentos. A forma funcional adotada foi a log-linear do tipo Cobb-Douglas, utilizando a distribuição normal/exponencial para o termo da ineficiência, como explicado na terceira seção desta pesquisa. Dois modelos foram testados: o primeiro considerando efeitos fixos para Estado e classe de área, e o segundo acrescentando variáveis de interação entre as *dummies* de área e as variáveis explicativas. Contudo, utilizando como critério a estatística de Akaike Information Criteria (AIC), o primeiro modelo se mostrou mais robusto.

A Tabela 6 apresenta os resultados das estimativas da função de produção estimada. É importante lembrar que, como todas as variáveis foram transformadas em logaritmo natural, o coeficiente estimado refere-se às elasticidades dos fatores, que devem ser interpretadas em termos percentuais. Para melhor visualização, os coeficientes dos efeitos fixos foram omitidos.

Pelo resultado da estatística do teste de Wald apresentado na Tabela 6, rejeita-se a hipótese nula de insignificância conjunta das variáveis. Cabe ressaltar que o modelo foi estimado utilizando o procedimento de *bootstrap* para obtenção dos erros-padrão robustos, de forma a solucionar o problema da heterocedasticidade e garantindo, assim, maior robustez aos resultados.

Um detalhe importante sobre a função de produção é sobre os retornos à escala, que pode ser verificado somando-se as elasticidades. Na função estimada, a soma dos coeficientes dos fatores de produção foi 1,72, ou seja, a tecnologia utilizada apresenta retornos crescentes à escala, resultado confirmado estatisticamente pelo teste Chi²¹⁰, implicando que um aumento na utilização dos insumos levaria a um aumento mais que proporcional do produto. Esta hipótese de que o setor agropecuário operaria com retornos constantes também foi rejeitada por autores como Oliveira (2013), Dudu (2006), Lima (2012) e Khay e Yabe (2011) e outros.

¹⁰ Testou-se a hipótese de que a soma das elasticidades fosse estatisticamente igual a 1. A estatística χ^2 calculada foi 17,26, com um p-valor de 0,00, rejeitando, deste modo, a hipótese de retornos constantes à escala.

Tabela 6 – Função Fronteira Estocástica de Produção.

LnVBP	Coeficiente	Erro Padrão		
		Robusto (bootstrap)	Estatística z	P-valor
<i>Ln(Area)</i>	0.167	0.022	7.450*	0.000
<i>Ln(Trator)</i>	0.030	0.004	7.010*	0.000
<i>Ln(UTF)</i>	0.970	0.160	6.050*	0.000
<i>Ln(UTC)</i>	0.063	0.004	14.140*	0.000
<i>Ln(Dadubo)</i>	0.121	0.008	15.150*	0.000
<i>Ln(Dagrot)</i>	0.100	0.007	13.670*	0.000
<i>Ln(Dsement)</i>	-0.004	0.005	-0.850 ^{NS}	0.395
<i>Ln(Dmed)</i>	-0.043	0.014	-3.120*	0.002
<i>Ln(Dsal)</i>	0.045	0.007	6.690*	0.000
<i>Ln(Dtransp)</i>	0.063	0.005	13.030*	0.000
<i>Ln(Denerg)</i>	0.134	0.009	15.710*	0.000
<i>Ln(Demba)</i>	0.034	0.003	9.790*	0.000
<i>Ln(Dcorreti)</i>	0.040	0.006	7.090*	0.000
<i>Const.</i>	6.902	0.087	79.160*	0.000
<i>Usigma (Area)</i>	-0.799	0.027	-29.660*	0.000
<i>Vsigma</i>	-0.780	0.021	-36.930*	0.000
Lambda	1.025	-	-	-
<i>Wald Test</i>	1.05e+06		Prob > chi ²	0.000
<i>LFMV</i>	-20263.818			
N° Obs	16.607			

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: VBP – Valor bruto da produção em R\$; Area – área colhida (ou utilizada no caso da pecuária) total; Trator - número de tratores nos estabelecimentos; UTF – unidades de trabalho familiar; UTC – unidades de trabalho contratado; Dadubo – gastos com adubo, em R\$; Dagrot – gastos com agrotóxicos, em R\$; Dsement – gastos com sementes, em R\$; Dmed- gastos com medicamentos para animais em, R\$; Dsal – gastos com sal e rações, em R\$; Dtransp – gastos com transporte da produção, em R\$; Denerg – gastos com energia elétrica, em R\$; Demba – gastos com embalagem, em R\$; Dcorret – gastos com corretivos, em R\$;

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

LFMV = Logaritmo da função de máxima verossimilhança.

Em relação aos coeficientes estimados, observa-se importante impacto da área na formação do VBP, apresentando a segunda maior elasticidade dos fatores de produção no modelo. O resultado encontrado indica que um aumento em 10% da área colhida média estaria relacionado com uma elevação de 1,67% no valor bruto da produção. Diversos trabalhos também identificaram a terra como um

dos principais fatores na produção agrícola, encontrando altas elasticidades (FREIRE et al. (2012); KHAI e YABE (2011)). Um das razões que explicam a terra como um dos principais insumos pode ser a insuficiência de tecnologia e infraestrutura moderna em algumas regiões, implicando uma agricultura ainda fundamentalmente dependente da terra.

A elasticidade encontrada para a variável *Trator* mostra que um aumento em 10% no número de tratores existentes elevaria o valor bruto da produção em 0,3% em média, mantidas constantes as outras elasticidades. Por se tratar de uma *proxy* para o fator capital, era de se esperar esse comportamento positivo em relação ao valor gerado pela produção.

O fator trabalho foi utilizado de forma desagregada nesta pesquisa, implicando que as elasticidades obtidas também devem ser analisadas individualmente. Sendo assim, quando considerado o trabalho contratado, o coeficiente estimado sugere que um aumento em 10% deste fator estaria associado a um valor do produto médio 0,6% maior. Já em relação à unidade de trabalho familiar, o impacto médio sobre o VBP foi maior, além de ter sido a maior elasticidade encontrada no modelo. Para esta variável, o resultado encontrado indica que uma elevação em 10% na unidade de trabalho familiar elevaria o valor da produção em 9,7%. O maior impacto do trabalho familiar quando comparado ao trabalho contratado é condizente com a hipótese de Heltberg (1998), ao afirmar que a mão de obra contratada apresentaria maiores custos, ao demandar maior supervisão e outros dispêndios associados à sua contratação, transporte e outros.

No que tange aos coeficientes estimados para as despesas, esperava-se uma relação positiva entre os gastos com tais insumos e o produto gerado. Os resultados encontrados indicam que os gastos com energia, adubo e agrotóxicos apresentaram os maiores elasticidades, indicando que um aumento em 10% nessas variáveis elevaria o valor bruto médio da produção em 1,34%, 1,21% e 1%, respectivamente. O maior impacto referente às despesas com energia não é surpreendente, dada a importância do fator para a irrigação e para outras tecnologias de produção. As despesas com sal e rações, transporte e corretivos

também foram estatisticamente significativas, apresentando impacto moderado e uma relação positiva com o valor bruto da produção.

Quanto às elasticidades estimadas para as despesas com sementes e medicamentos, o sinal encontrado foi contrário ao esperado, sendo a primeira variável não estatisticamente significativa. Entretanto, deve-se ressaltar que, ao utilizar como variável independente os gastos totais com sementes, a importância deste insumo no processo de produção pode estar sendo subestimada. Isso pode ocorrer porque a variável não estará incluindo nenhuma informação acerca do uso da semente. Além disso, existe também a possibilidade de a propriedade utilizar a semente produzida no próprio estabelecimento, especialmente em alguns casos de produção de cereais, em que as sementes configuram como um dos principais insumos. No caso das despesas com medicamentos, estas estão relacionadas com gastos para controle de doenças e/ou parasitas nos animais dos estabelecimentos, deste modo, o sinal contrário encontrado pode estar relacionado ao uso excessivo e/ou não esperado deste fator.

Outro importante resultado da Tabela 6 é referente à estimativa do parâmetro *Lambda*, obtida com a divisão da variância da ineficiência (U_{σ}) pela variância do componente aleatório do erro (V_{σ}) ($\lambda = \sigma_u^2 / \sigma_v^2$), que permite testar a existência ou ausência da ineficiência técnica. O valor encontrado (1,025) indica que a maior parte do erro se deve à ineficiência, ou seja, a discrepância entre o produto observado e a fronteira ótima é primariamente devida à ineficiência. Além disso, a significância estatística do coeficiente para U_{σ} (Area) também indica a existência de ineficiência técnica entre as firmas representativas, que foi heterogênea quanto à área do estabelecimento, confirmando a hipótese de que a eficiência técnica dos estabelecimentos pode ser influenciada pela sua área total.

5.4. Análise da eficiência técnica

Como analisado anteriormente, a utilização da função fronteira estocástica de produção permite a estimação dos níveis de eficiência técnica das fazendas representativas, que, nesta pesquisa, serão utilizados como medida de

desempenho produtivo, assim como procederam Helfand e Levine (2004), Oliveira (2013) e outros. Como os escores são obtidos por unidade representativa, foram calculados 16.607 valores para a produtividade total, via eficiência técnica. Sendo assim, para permitir uma melhor análise, serão apresentadas as médias da eficiência técnica por região e para o Brasil, considerando as distintas classes de área dos estabelecimentos agropecuários.

Além da eficiência média, na Tabela 7, são apresentados também os valores dos desvios padrão, representados pelos números entre parênteses, de forma a verificar se há dispersão dos dados em relação à média. Nesse sentido, um valor elevado para o desvio indicaria grande heterogeneidade produtiva entre os estabelecimentos representativos em determinada classe de área, implicando que a média para aquela região não seria a melhor medida para a análise, pois estaria enviesada. Além disso, quanto maior a eficiência produtiva média e menor o desvio, significa que os estabelecimentos daquela região e grupo de área específico fazem melhor uso dos recursos disponíveis em comparação com os demais. Os resultados apresentados na Tabela 7 indicam valores baixos para os desvios em praticamente todas as regiões e classes de área, com poucas exceções, implicando certa homogeneidade produtiva entre as unidades representativas, viabilizando, assim, a análise em termos da média para estes grupos e regiões.

Tabela 7 – Escores de eficiência média das unidades representativas, segundo classe de área e região.

Grupo de área	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul	Brasil
<i>Menos de 1 ha</i>	0.538 (0.151)	0.350 (0.194)	0.299 (0.211)	0.356 (0.202)	0.316 (0.164)	0.334 (0.193)
<i>1 a menos de 5 ha</i>	0.569 (0.146)	0.461 (0.186)	0.559 (0.169)	0.487 (0.148)	0.500 (0.153)	0.482 (0.166)
<i>5 a menos de 10 ha</i>	0.598 (0.113)	0.555 (0.169)	0.573 (0.101)	0.582 (0.127)	0.581 (0.117)	0.568 (0.139)
<i>10 a menos de 20 ha</i>	0.636 (0.148)	0.596 (0.177)	0.680 (0.097)	0.647 (0.098)	0.633 (0.093)	0.624 (0.124)
<i>20 a menos de 50 ha</i>	0.665 (0.129)	0.646 (0.157)	0.716 (0.072)	0.716 (0.080)	0.697 (0.071)	0.684 (0.112)
<i>50 a menos de 100 ha</i>	0.750 (0.066)	0.715 (0.117)	0.787 (0.045)	0.772 (0.067)	0.760 (0.052)	0.746 (0.089)
<i>100 a menos de 200 ha</i>	0.763 (0.093)	0.758 (0.089)	0.833 (0.043)	0.823 (0.059)	0.815 (0.037)	0.795 (0.080)
<i>200 a menos de 500 ha</i>	0.830 (0.039)	0.796 (0.109)	0.867 (0.047)	0.866 (0.035)	0.864 (0.032)	0.843 (0.071)
<i>500 a menos de 1000 ha</i>	0.869 (0.048)	0.857 (0.063)	0.888 (0.024)	0.876 (0.069)	0.896 (0.036)	0.882 (0.047)
<i>Mais de 1000 há</i>	0.891 (0.011)	0.829 (0.205)	0.919 (0.012)	0.805 (0.124)	0.859 (0.093)	0.849 (0.152)
Média	0.695	0.569	0.735	0.669	0.648	0.625

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os valores entre parênteses referem-se ao desvio padrão.

Com base nos escores de eficiência produtiva estimados, identificou-se que a eficiência média brasileira para o ano de 2006 foi de 62,5%. Entre as regiões, apenas a média do Nordeste ficou abaixo da nacional, apresentando uma eficiência de 56,9%. Entretanto, o quadro se altera quando consideramos as 10 classes de área no presente estudo.

Para os estabelecimentos com área inferior a 1 ha, a região Norte apresentou a maior eficiência média, obtendo um escore de 0,538, um resultado relativamente surpreendente. A região Centro-Oeste, por sua vez, apresentou a menor eficiência, 29,9%. Entretanto, essa maior eficiência aparente da região Nordeste neste grupo de área pode ser explicada quando se analisam os desvios padrão das estimativas. Como as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul apresentaram elevados valores do desvio para este grupo, a média para as propriedades com menos de 1 ha de área pode não estar representando a realidade dessas regiões em decorrência da heterogeneidade produtiva entre os estabelecimentos agropecuários. Isso significa que, nestas regiões e neste grupo de área especificamente, há presença de unidades com elevados valores para eficiência e outras com valores baixos. No caso do Centro-Oeste, por exemplo, a eficiência produtiva média do Estado do Mato Grosso é de 66,1%, porém a do Mato Grosso do Sul é de 26,8%, contribuindo para redução da média regional. Para as outras classes de área, este problema não ocorre, uma vez que os desvios padrão foram baixos para todas as regiões.

Ao longo das classes de área mais elevadas, observa-se um comportamento definido para eficiência produtiva, maior para estabelecimentos com maior área. Para as fazendas representativas com área a partir de 10 ha, as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul apresentam maiores níveis de produtividade (maior escore de eficiência) que as demais. Este padrão é observado até a penúltima classe de área, referente ao intervalo de 500 a 1000 ha. Para classe com área superior a 1000 ha, observa-se uma queda dos escores médios de eficiência produtiva no Nordeste, Sudeste e Sul.

A Figura 3 permite uma melhor visualização do comportamento da eficiência média de cada região segundo a área dos estabelecimentos. Como

demonstrado anteriormente, com exceção das primeiras classes de área, os níveis de eficiência das regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul se mantiveram superiores às demais, à medida que são consideradas maiores áreas. Embora tenha apresentado menor eficiência, destaca-se o desempenho da região Norte, que manteve um nível de produtividade relativamente próximo às demais em algumas classes de área, sendo superior nos menores estabelecimentos. Mendes (2010), ao analisar o crescimento da produtividade total dos fatores entre os anos 1970 e 2006, também identificou um bom desempenho para região, principalmente a partir de 1996, em que todos os estados do Norte, com exceção do Amapá, apresentaram taxas de crescimento da PTF maiores que a taxa nacional.

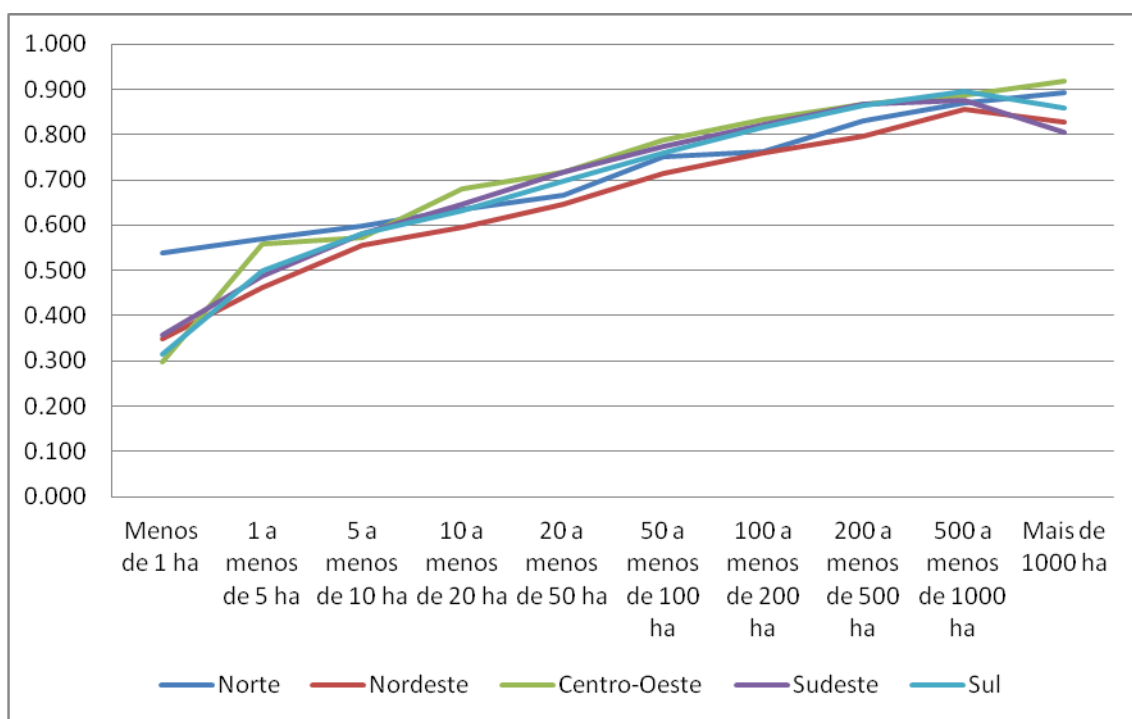


Figura 3: Eficiência média das unidades representativas das regiões brasileiras em 2006. Fonte: Resultados da pesquisa.

Deste modo, pelos resultados apresentados, rejeita-se inicialmente a hipótese de existência de uma relação inversa entre o tamanho do estabelecimento e sua produtividade quando se utiliza uma medida de produtividade total ou eficiência produtiva. Esta questão será analisada com mais detalhes na seção seguinte. Outro resultado interessante se refere ao

comportamento dos escores produtivos das regiões Sudeste, Sul e Nordeste, indicando que a relação entre eficiência produtiva e área não seria linear, a eficiência dos estabelecimentos aumentaria até determinado nível de área, reduzindo-se a partir deste ponto. A Figura 4, referente à média da eficiência produtiva para o Brasil, permite observar tal comportamento.

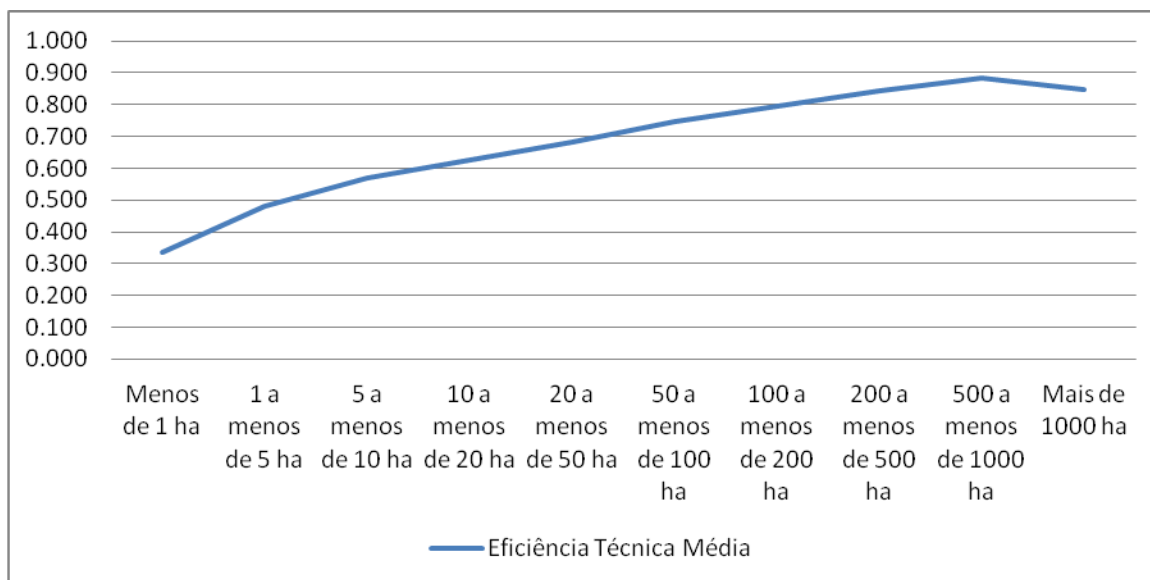


Figura 4: Eficiência média das unidades representativas em 2006, média nacional.
Fonte: Resultados da pesquisa.

5.5. Determinantes da eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários por níveis de eficiência

Após a estimação da função de fronteira estocástica e obtidos os escores de eficiência, estimou-se a equação 9 para verificar os determinantes da eficiência técnica dos estabelecimentos representativos. Os coeficientes foram obtidos por meio da técnica de regressão quantílica, considerando cinco quantis ou grupos de eficiência (0,10; 0,25; 0,50; 0,75; 0,90). Sendo assim, foram estimadas cinco regressões simultaneamente, cada uma referente a um quantil específico. É importante destacar que, além de identificar a relação entre as variáveis utilizadas e a eficiência produtiva, tais resultados permitem também verificar a variação do poder de determinação destas variáveis sobre o desempenho dos produtores para diferentes níveis de eficiência, representados por cada quantil da amostra. Além disso, o procedimento de *bootstrap* foi

utilizado para obtenção de erros padrão robustos, garantindo maior confiabilidade em relação aos coeficientes estimados. Os resultados são apresentados na Tabela 8.

Com o propósito de verificar se de fato os efeitos das variáveis selecionadas são heterogêneos em relação aos quantis da amostra, foi feito o teste de Wald. O resultado calculado para estatística F foi 226,33, sendo significativo a 1%, rejeitando-se, assim, a hipótese nula de igualdade dos parâmetros. Deste modo, a estimação por meio da regressão quantílica se mostra mais adequada, em detrimento da estimação por mínimos quadrados ou outro método. Isso significa dizer que o poder de explicação das variáveis sobre a eficiência produtiva se altera, dependendo do nível de eficiência da unidade representativa.

Cabe lembrar que, como especificado na equação 8, a área total do estabelecimento foi incluída como determinante da eficiência com o intuito de verificar estatisticamente a relação entre a produtividade e a área dos estabelecimentos. Entretanto, como observado a priori nos resultados referentes aos escores de eficiência, percebe-se que, para algumas regiões, a relação entre o desempenho produtivo e o tamanho do estabelecimento apresentou um comportamento não linear. Dessa forma, foi acrescentado um termo quadrático da área para averiguar estatisticamente esta hipótese de não linearidade.

Tabela 8 – Estimação dos determinantes da eficiência produtiva das unidades representativas por níveis de eficiência.

LnET	Quantil 0,10		Quantil 0,25		Quantil 0,50		Quantil 0,75		Quantil 0,90	
	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão	Coefficiente	Erro Padrão
<i>Areatotal</i>	0.353*	0.008	0.275*	0.007	0.182*	0.004	0.104*	0.004	0.053*	0.003
<i>Areatotal²</i>	-0.033*	0.001	-0.024*	0.001	-0.013*	0.001	-0.005*	0.001	0.000 ^{NS}	0.000
<i>Financ</i>	0.020*	0.002	0.007*	0.001	0.001**	0.000	-0.002*	0.000	-0.003*	0.000
<i>Irrig</i>	0.249*	0.029	0.181*	0.022	0.100*	0.015	0.072*	0.019	0.056**	0.023
<i>Armaz</i>	0.152*	0.022	0.097*	0.013	0.028*	0.010	-0.028*	0.008	-0.046*	0.008
<i>Escol</i>	-0.027 ^{NS}	0.039	-0.031 ^{NS}	0.022	-0.039*	0.015	-0.030**	0.013	-0.016 ^{NS}	0.013
<i>Coop</i>	0.104*	0.016	0.096*	0.010	0.069*	0.007	0.050*	0.007	0.032*	0.008
<i>Urbano</i>	-0.082*	0.029	-0.050*	0.017	-0.010 ^{NS}	0.011	0.008 ^{NS}	0.012	0.019 ^{NS}	0.013
<i>Exp10</i>	-0.008 ^{NS}	0.037	-0.032 ^{NS}	0.020	-0.006 ^{NS}	0.014	0.035*	0.013	0.047*	0.012
<i>Assit</i>	0.122*	0.030	0.083*	0.018	0.014 ^{NS}	0.013	-0.020***	0.012	-0.039*	0.011
<i>Assentado</i>	-0.424*	0.042	-0.213*	0.028	-0.100*	0.012	-0.024*	0.009	0.019 ^{NS}	0.013
<i>Arrendatário</i>	-0.019 ^{NS}	0.016	0.000 ^{NS}	0.009	0.020*	0.005	0.035*	0.007	0.056*	0.006
<i>Parceiro</i>	-0.114*	0.043	-0.064*	0.026	0.007 ^{NS}	0.019	0.042*	0.012	0.034**	0.014
<i>Ocupante</i>	-0.181*	0.023	-0.151*	0.016	-0.084*	0.011	-0.033*	0.009	-0.002 ^{NS}	0.007
<i>Const.</i>	-1.371*	0.021	-1.041*	0.015	-0.743*	0.009	-0.518*	0.008	-0.359*	0.007

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Area total – área total do estabelecimento, em ha.; Financ.- Financiamento total realizado, em R\$; Irrig – *dummy* igual a 1 quando o estabelecimento tem acesso a tecnologia de irrigação; Armaz. – *dummy* igual a 1 quando o estabelecimento tem unidade armazenadora na propriedade; Coop. – *dummy* igual a 1 quando o estabelecimento é associado à cooperativa; Localurbano – *dummy* igual a 1 quando o dirigente reside em local urbano; Exp10 – *dummy* igual a 1 quando o dirigente está a mais de 10 anos na administração do estabelecimento; Assit – *dummy* igual a 1 quando o estabelecimento recebe orientação técnica.; Assentado – *dummy* igual a 1 se o produtor é assentado, 0 se proprietário; Arrendatário – *dummy* igual a 1 se o produtor é arrendatário, 0 se proprietário; Parceiro – *dummy* igual a 1 se o produtor é parceiro, 0 se proprietário; *dummy* igual a 1 se o produtor é ocupante.

Significância: * significativo a 1%; ** significativo a 5%; NS – Não significativo a 10%.

A partir dos resultados apresentados na Tabela 8, verifica-se uma relação positiva e significativa entre a eficiência técnica e a área total dos estabelecimentos agropecuário, independentemente do nível de eficiência, ou quantil, analisado. O termo quadrático também foi estatisticamente significativo, com exceção do quantil 0,90, confirmando a relação não linear entre tamanho e o desempenho produtivo. Isso significa dizer que um aumento na área dos estabelecimentos estaria diretamente associado a um aumento na eficiência, entretanto, a partir de um nível ótimo, essa relação se tornaria negativa. Outros trabalhos também encontraram um comportamento positivo entre estas variáveis, como os de Tauer e Mishara (2006), Alvares e Arias (2004), Gonçalves et al. (2008) e Kumbhakar et al. (1991). Além disso, o maior impacto da variável foi observado nos estabelecimentos menos produtivos, pertencentes aos quantis 0,10 e 0,25. Para esses produtores, um aumento em 10% na área total do estabelecimento poderia elevar a eficiência produtiva em 3,53% e 2,75%, respectivamente. Este resultado vai de encontro ao exposto por Alston e Mueller (2010), que apontam a redistribuição de terras como favorável aos pequenos produtores, representando um mecanismo para elevação da produtividade e crescimento econômico no meio rural. Outro resultado interessante é que, à medida que o produtor alcança níveis mais elevados de eficiência produtiva, o impacto da área total é reduzido, indicando que este estabelecimento se torna menos dependente do fator terra.

Em relação ao financiamento total realizado (*financ*), ele foi estatisticamente significativo para todos os quantis, entretanto com relação positiva apenas nos quantis mais baixos, 0,10, 0,25 e 0,50, mostrando a importância de aumentar a disponibilidade de crédito aos pequenos agricultores, relacionados a um nível mais baixo de eficiência. Já o sinal negativo encontrado para os estabelecimentos mais produtivos, embora não esperado, pode ser explicado pelo fato de esta variável representar apenas o efeito de curto prazo do financiamento. Como demonstrado na análise descritiva deste estudo, as maiores propriedades estão associadas a um maior montante financiado, que pode estar sendo direcionado para investimentos de longo prazo, os quais necessitam de um

tempo maior para que se possa quantificar seu retorno. Enquanto isso, nas pequenas propriedades, tais financiamentos são utilizados de forma imediata, como na aquisição de maior quantidade de insumo produtivo, ou adoção de determinada tecnologia de produção.

Os estabelecimentos representativos que tiveram acesso à tecnologia de irrigação foram estatisticamente mais eficientes, independentemente do seu nível de produtividade. Resultado semelhante foi encontrado por Khai e Yabe (2011), ao analisarem os determinantes da eficiência técnica dos produtores de arroz no Vietnã na safra 2005/06. Ao analisar a eficiência dos produtores da região Centro-Oeste, Helfand e Levine (2004) também identificaram a contribuição do acesso à irrigação para proporcionar aumentos do desempenho produtivo. Ademais, como exposto por Vicente (2004), o impacto positivo da irrigação ainda torna evidente a forte influência que a qualidade do solo e o clima podem exercer sobre a eficiência produtiva agrícola. Novamente, as estimativas apontam para efeitos distintos de acordo com o desempenho dos estabelecimentos, sendo que as propriedades menos eficientes que tiveram acesso à irrigação exibiram um nível de eficiência 24,9% superior em relação àquelas que não irrigaram. Para o grupo de produtores mais eficientes, pertencentes ao quantil 0,9, essa diferença é de apenas 5,6%.

A variável representativa do número de unidades armazenadoras existente nas propriedades (*armaz*) foi estatisticamente significativa, mas apresentando sinal esperado apenas para os quantis 0,10; 0,25 e 0,50. Nos estabelecimentos mais eficientes, o aumento das unidades armazenadoras estaria associado a uma redução no desempenho produtivo. Os trabalhos de Mendes, Teixeira e Salvato (2009) e Mendes (2011) também identificaram uma relação negativa entre armazenagem e produtividade. Assim como argumentado pelos autores, a variável utilizada nesta pesquisa não representa a capacidade nominal total instalada para armazenagem no Brasil, apenas a presença de unidades armazenadoras no próprio estabelecimento. Além disso, de acordo com Nogueira Jr. e Tsunehiro (2005), cerca de 54% da infraestrutura de armazenagem do país está concentrada na área urbana. Sendo assim, o efeito do uso dos armazéns

localizados em área urbana pelos grandes estabelecimentos não seria captado pela variável utilizada no presente trabalho.

Quanto à relação entre a escolaridade e a eficiência técnica dos estabelecimentos representativos, verifica-se que ela foi negativa e significativa apenas para os quantis 0,50 e 0,75. Cabe lembrar que a variável deve ser interpretada como um indicador de baixa escolaridade, uma vez que indica o percentual de dirigentes do estabelecimento que não sabem ler e escrever e que têm ensino fundamental incompleto. Assim, quanto maior o percentual da variável baixa escolaridade, menor a eficiência produtiva das unidades representativas. Este resultado é corroborado por Almeida (2012), que utilizou medida semelhante na análise da eficiência técnica da agropecuária brasileira, porém incorporando-a na função de produção do 1º estágio. Apesar de o meio rural estar associado a níveis baixos de escolaridade quando comparado ao meio urbano, este resultado sugere que maiores investimentos nesta área teriam impactos positivos na produtividade dos estabelecimentos. Como argumentado por Rada e Valdes (2012), tais investimentos podem elevar o capital humano das famílias, o que contribuiria para aumentar a capacidade do agricultor de empregar e gerenciar novas tecnologias e práticas agrícolas.

Entre as variáveis utilizadas para identificar a contribuição do capital social para o desempenho produtivo dos estabelecimentos, o fato de a propriedade estar associada à cooperativa (*coop*) contribui para obtenção de maiores níveis de eficiência, principalmente para os estabelecimentos menos produtivos (quantis 0,10 e 0,25), que apresentaram uma eficiência 10% maior que os demais não associados. De fato, os pequenos produtores associados a cooperativas encontram maiores oportunidades de mercado, além de acesso à informação, tecnologia e serviços de extensão rural, contribuindo para elevação do desempenho produtivo. As cooperativas também são fundamentais por suprir, em parte, a limitação do país quanto à disponibilidade de assistência técnica privada para os pequenos estabelecimentos. A importância da organização dos produtores em cooperativas também foi observada por Galawat e Yabe (2012) ao

identificarem que os agricultores que aderiram a associações ou cooperativas, além de obter maior nível de eficiência, incorreram em menor perda de lucro.

O fato de o dirigente do estabelecimento morar em local urbano (*urbano*) foi importante apenas para os estabelecimentos de menor eficiência, apresentando uma relação negativa, de forma que, para os produtores pertencentes aos quantis 0,10 e 0,25, cujo dirigente reside em local urbano, a eficiência produtiva é cerca de 8,2% e 5% menor quando comparada aos estabelecimentos em que o dirigente reside no meio rural, mantendo constantes os outros atributos. Este resultado era esperado para os menores estabelecimentos, pois grande parte deles é referente à agricultura familiar, nos quais, como exposto por Guanziroli et al. (2001), o desempenho produtivo é mais dependente da força física de seus integrantes para realizar as tarefas agrícolas necessárias para produção, logo, o dirigente do estabelecimento participa diretamente da atividade. Ainda assim, uma relação positiva não seria surpreendente no sentido de que, ao residir em local urbano, o produtor teria maior acesso a informações acerca do mercado, instituições bancárias para obtenção de crédito e a outros serviços.

Em relação à experiência dos dirigentes do estabelecimento (*exp10*), o coeficiente estimado foi estatisticamente significativo apenas para os quantis 0,75 e 0,90. Para estes estabelecimentos com melhor desempenho produtivo, produtores com mais de 10 anos no gerenciamento da propriedade foram mais eficientes do que aqueles com um período menor, indicando que a experiência permite que o produtor utilize os insumos de forma mais eficiente. Além disso, segundo Tauer (1993), a experiência pode contribuir também para elevar a capacidade dos produtores de interpretar as variações de mercado, permitindo, assim, uma melhor alocação dos insumos com base nos preços relativos. Outros trabalhos também encontraram relação significativa e positiva entre eficiência produtiva e experiência, como aqueles desenvolvidos por Abdulai et al. (2013) e Oyewol (2009).

O impacto da assistência técnica (*assit*) como determinante do desempenho produtivo também foi estatisticamente significativo, com exceção

do coeficiente estimado para o quantil 0,5. Entretanto, o efeito positivo esperado ocorre apenas quando consideramos os estabelecimentos representativos menos eficientes. As estimativas apontam que, para os quantis 0,10 e 0,25, os produtores que receberam orientação técnica obtiveram em média um escore de eficiência maior em comparação aos que não receberam, em 12,2% e 8,3%, respectivamente. Já em relação aos produtores mais eficientes, observa-se uma relação negativa entre eficiência técnica e assistência técnica. Campos (2011) obteve resultado semelhante, apontando como possível justificativa a defasagem da resposta da produção à assistência, dado que o produtor busca por orientação técnica quando percebe que seu sistema produtivo está mal dimensionado.

Por fim, analisou-se o efeito da condição do produtor em relação a terra sobre os níveis de eficiência produtiva. É importante destacar que, como a condição de proprietário foi utilizada como base, um sinal negativo encontrado para determinada condição indicaria que aquele produtor seria menos eficiente que o produtor proprietário.

Os resultados encontrados apontam que, para todos os quantis analisados, os produtores nas condições de assentado ou ocupante foram relativamente menos eficientes que os proprietários. Este resultado era esperado, pois as propriedades com titulação definitiva têm maiores garantias para aquisição de crédito e outros serviços, uma vez que a terra é considerada uma garantia tangível ao pagamento do empréstimo (BESLEY, 1995). Além disso, o incentivo do proprietário para realização de investimentos de longo prazo em tecnologia de inovação, que podem contribuir para incrementos na eficiência produtiva, é maior.

Em relação aos produtores arrendatários, observa-se os estabelecimentos de melhor desempenho, pertencentes aos quantis 0,5, 0,75 e 0,90 utilizaram os recursos disponíveis de forma mais eficiente que os proprietários. Helfand e Levine (2006) encontraram resultados semelhantes ao analisar a relação entre eficiência e tamanho da propriedade para a região Centro-Oeste. Um dos fatores que podem explicar a maior eficiência dos arrendatários em relação aos proprietários é a duração dos contratos, que na maioria são de curto prazo. Deste

modo, o produtor arrendatário irá preferir realizar investimentos que aumentam o produto no curto prazo ao custo da produção futura. De acordo com Dudu (2006), este trade off ocorre quando existem investimentos que aumentaria a eficiência produtiva no longo prazo, mas que não são possíveis de serem realizados no curto prazo. O bom desempenho produtivo dos arrendatários também pode estar relacionado ao elevado montante investido por esses produtores, pois, como verificado por Miranda (2013) o qual, ao investigar a influência do direito de propriedade sobre os investimentos agropecuários, verificou que os produtores arrendatários e proprietários apresentaram maiores níveis de investimento, se comparados as demais condições do produtor em relação a terra.

Já o resultado para a condição de parceiro foi divergente, apresentando menor eficiência produtiva que os proprietários nos primeiros quantis, e maior eficiência quando considerados os estabelecimentos com melhor desempenho produtivo.

6. Considerações Finais

Na literatura sobre produtividade, a relação entre o desempenho produtivo e tamanho do estabelecimento tem gerado resultados divergentes. Nesse sentido, o objetivo desta pesquisa foi verificar essa relação, considerando diferentes classes de área e níveis de eficiência dos estabelecimentos agropecuários no Brasil em 2006. Além disso, o estudo identifica os principais determinantes do desempenho produtivo das propriedades quando diferentes faixas de eficiência são consideradas.

Antes da obtenção dos escores de eficiência técnica, utilizados como medida do desempenho produtivo, recorreu-se a análise das produtividades parciais para verificar seu comportamento em relação ao tamanho da propriedade. O argumento de que os menores estabelecimentos são mais produtivos foi observado apenas na situação em que a terra foi considerada como único fator no cálculo da produtividade, isto é, a produtividade da terra reduz à

medida que se considera classes de área mais elevadas. Foi verificado ainda que as regiões Sudeste e Sul apresentaram maior produtividade para os estabelecimentos com área acima de 1 ha, talvez devido ao maior acesso dessas regiões a outros recursos. Contudo, quando a produtividade é obtida por meio do fator trabalho, a relação com o tamanho da propriedade se mostra positiva, independentemente do tipo de mão de obra considerado (familiar ou contratada). Essa análise permitiu verificar que, de fato, as medidas parciais de produtividades são inconclusivas para a análise do impacto do tamanho do estabelecimento no desempenho produtivo.

O resultado da função fronteira de produção, que descreve a tecnologia de produção agropecuária brasileira, evidenciou que a atividade estaria atuando com retornos crescentes à escala, implicando que o aumento nos insumos elevaria a produção mais que proporcionalmente. Entre as elasticidades dos fatores encontradas, a área colhida, unidade de trabalho familiar e despesas com energia e adubo mostraram-se mais importantes na determinação do valor da produção agropecuária. A estimação da função fronteira também confirmou a presença de ineficiência na produção agropecuária, indicando que a maior parte do erro estimado se deve à discrepância entre o produto observado e a fronteira ótima de produção.

Quanto à eficiência técnica das unidades representativas, obtidas pela estimação da fronteira de produção, os resultados mostraram que o nível de eficiência apresentou relação positiva com o tamanho dos estabelecimentos. De modo geral, com exceção dos produtores pertencentes à primeira classe de área (menos de 1 ha), as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul apresentaram maior eficiência média, indicando que os estabelecimentos daquela região e grupo de área específico fazem melhor uso dos recursos disponíveis, em comparação com as demais. Outro detalhe importante foi que, ao observar a eficiência média nacional e de cada região de acordo com as classes de área, foi verificado inicialmente um comportamento não linear, ou seja, a eficiência aumentaria com a área até um ponto limite, e depois a relação se tornaria inversa.

Essa relação positiva e não linear entre o desempenho produtivo e tamanho do estabelecimento foi estatisticamente confirmada pela análise dos determinantes da eficiência. Entretanto, verificou-se que à medida que consideramos grupos de produtores mais eficientes, essa relação se torna mais fraca, indicando que tais produtores estariam menos dependentes do fator terra. Esse resultado fornece importantes implicações para as políticas de reordenamento fundiário, pois levanta a dúvida se a redistribuição de terras por si só seria suficiente para reduzir as desigualdades no meio rural. De acordo com as estimativas obtidas, talvez esse não seja o mecanismo mais efetivo, pois mesmo que haja produtores com propriedades relativamente grandes, se ele estiver utilizando-a de forma eficiente uma redução de suas terras levaria a um equilíbrio pior do que o apresentado pelo cenário de concentração fundiária. Essa análise reforça o argumento de que pode haver produtores eficientes de todos os tamanhos, e, neste caso, políticas públicas aplicadas sobre os determinantes da produtividade podem ser mais eficazes, e menos onerosas, para reduzir a desigualdade entre os pequenos e grandes estabelecimentos do que a reforma agrária.

Em relação às variáveis explicativas que determinam a eficiência técnica das unidades representativas, observou-se que para os produtores menos eficientes, as variáveis que mais contribuíram para elevar o desempenho produtivo são relacionadas ao acesso à tecnologia de irrigação, assistência técnica, presença de unidade armazenadora na fazenda e à associação em cooperativas. Já para os produtores mais eficientes, a irrigação e a experiência se mostram mais importantes para a elevação da produtividade. Entre as variáveis utilizadas para identificar a contribuição do capital social, apenas a referente à associação do produtor a cooperativas foi significativa para todos os produtores, apresentando maior impacto para os menores estabelecimentos, indicando que aqueles produtores cooperados obtêm resultados econômicos melhores do que se estivessem isolados. Em relação à importância da educação na eficiência produtiva, observou-se que, apesar de o efeito ser significativo apenas para os quantis intermediários, uma baixa escolaridade esteve associada a um nível

menor de desempenho produtivo, como esperado. Quanto à condição do produtor em relação a área, verificou-se melhor desempenho daqueles sob condição de arrendatário, principalmente para os produtores mais eficientes.

De modo geral, os resultados encontrados nesta pesquisa oferecem importante contribuição à literatura nacional sobre a relação entre o desempenho produtivo e tamanho do estabelecimento ao verificar que esta pode não ser estável, a variar de acordo com a eficiência do estabelecimento. Além disso, foi possível identificar não apenas os fatores que levariam a um aumento na produtividade dos estabelecimentos, mas também aqueles que teriam maior contribuição para redução das disparidades no Brasil rural como, por exemplo, acesso a irrigação, assistência técnica, financiamento ou associação do produtor em cooperativas, dado o maior impacto dessas variáveis para os produtores menos eficientes.

Nesse sentido, torna-se importante a formulação de políticas públicas que favoreçam o aumento da oferta de tais recursos e serviços, principalmente para os pequenos agricultores. A maior disponibilidade de crédito e serviços de assistência técnica, por exemplo, poderia contribuir para um uso mais eficiente dos recursos disponíveis, aproximando a produção da propriedade à fronteira ótima de produção. Além disso, a formação de cooperativas por parte dos produtores deve também ser incentivada pelo governo, pois permite que os produtores menos eficientes tenham acesso facilitado a mercados e novas tecnologias, além de conseguir melhores termos de transação. Tais políticas seriam fundamentais para elevar o desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários, bem como garantir maior equidade entre os pequenos e grandes produtores brasileiros.

Como sugestões para trabalhos futuros, acredita-se ser relevante ampliar a análise para verificar a heterogeneidade produtiva entre os tipos de produtores, familiares e não familiares. Caso seja possível, o acesso aos dados em nível da propriedade do censo agropecuário também contribuiria para obtenção de resultados ainda mais precisos.

7. Referências Bibliográficas

- AIGNER, D.J.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. **Formulation and estimation of stochastic frontier production function models**. Journal of econometrics, Lausanne, v.6, n.1, p.21-37, jul. 1977.
- ALMEIDA, P. N. A. **Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária brasileira em 2006**. Piracicaba, SP: Esalq, 2012. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, São Paulo.
- ABDULAI, S.; NKEGBE, P.K.; DONKOH, S.A. **Technical efficiency of maize production in Northern Ghana**. African Journal of Agricultural Research, Vol. 8, n.43, p.5251-5259, nov., 2013.
- ALSTON, L.J.; MUELLER, B. **Property Rights, Land Conflict and Tenancy in Brazil**, 2010 (NBER Working Paper 15771).
- ALVARES, A.; ARIAS, C. **Technical efficiency and farm size: a conditional analysis**. Agricultural economics, Malden, v.30, n.3, p.241-250, 2004.
- ALVES, E. **Medidas de produtividade: dilemas da agricultura familiar**. Revista de Economia e Agronegócio, v.1, n.3, 2003.
- AMEMYA, A. **Advanced econometrics**. Cambridge, Massachusetts: Harvard University, 1985. 521 p.
- ASSUNÇÃO, J. J.; BRAIDO, L. **Testing Household-Specific Explanations for the Inverse Productivity Relationship**. American Journal of Agricultural Economics, v. 4, n, 89, p. 980-990, 2007.
- BAGI, F.S. **Relationship between farm size and technical efficiency in west Tennessee agriculture**. Southern journal of agricultural economics, Griffin, v.14, n.2, p.139-144, jan. 1982.
- BAGOLIN, I. P.; STULP, V.J. **Produtividade da terra na agropecuária do Rio Grande do Sul e sua evolução de 1975 a 2006**. Revista de Desenvolvimento Regional – REDES, Santa Cruz do Sul, v.17, n.3, p.122-141, set/dez 2012.
- BARRETT, C.B. **On Price Risk and the Inverse Farm Size-Productivity Relationship**. Journal of Development Economics, n. 51, p. 193–215, 1996.
- BENJAMIN, D. **Can unobserved land quality explain the inverse productivity relationship?** Journal of Development Economics, n. 46, v.1, p. 51–84, 1995.
- BERRY, R. A.; CLINE, W. R.. **Agrarian structure and productivity in developing countries**. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1979.
- BESLEY, T., Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana. **Journal of Political Economy**, v.103(5), p.903-937. 1995.

BINSWANGER, H. P., ELGIN, M. **Quais são as perspectivas para a reforma agrária?** Pesquisa e Planejamento Econômico, Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, p. 1-18, abr. 1989.

BUCHINSKY, M. **Estimating the asymptotic covariance matrix for quantile regression models:** a Monte Carlo study. Journal of Econometrics, v.68,n.2, pp.303-338, 1995.

CAMERON, A.C; TRIVEDI,P.K. **Microeconometrics using Stata.** Stata Press, 2009, 692 p.

CAMPOS, S. A. C. **Eficiência econômica e ambiental da produção leiteira em minas gerais.** Viçosa, MG: UFV, 2011. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

CARTER, M.R. **Identification of the inverse relationship between farm size and productivity:** an empirical analysis of peasant agricultural production. Oxford Economic Papers, v. 36, n. 1, p. 131–145, 1984.

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

COELLI, T.J.; BATTESE, G. E. **Identification of factors which influence the technical inefficiency of Indian farmers.** Australian Journal of Agricultural Economics. V.40, n.2, p. 103-128, 1996.

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

CONCEIÇÃO, J. C. P. R.; CONCEIÇÃO P. H. Z. **Produtividade do trabalho na agricultura brasileira.** In: MATTOS, L.B; TEIXEIRA, E.C.; FONTES, R.M.O, (Ed(s)). Políticas Públicas e Desenvolvimento. Editora Suprema, p.277-304, 2011.

CONCEIÇÃO, J.C.P.R. da. **Fronteira de produção estocástica e eficiência técnica na agricultura.** 1998. 108p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.

COOKE, P.; MORGAN, K. **The associational economy.** Firms, regions, and innovation. Oxford: Oxford University Press., 1998.

COOPER, W.W.; SEIFORD, L.M.; TONE, K. **Data envelopment analysis:** a comprehensive text with models, applications, references and DEA-solver software. New York: Springer, 2007. 490p.

CUNHA, A. D. **Efeitos das mudanças climáticas globais na agricultura brasileira:** Análise da irrigação como estratégia adaptativa. Viçosa, MG: UFV, 2010. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

DEBREU, G. **The coefficient of resource utilization.** Econometrica, v.19, n. 3, p. 273-292, 1951.

DUFRENOT, G.; MIGNON, V.; TSANGARIDES, C. **The trade-growth nexus in the developing countries: A quantile regression approach.** Review of World Economics, v.146, p.731-761, 2010.

DUDU, H. **Efficiency in Turkish agriculture: a farm household level analysis.** Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas). Departamento de economia – Middle East Technical university, 2006.

DYER, G. **Class, State and Agricultural Productivity in Egypt: A Study of the Inverse Relationship between Farm Size and Land Productivity.** Frank Cass Publishers, London, 1997.

FARREL, M. J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.

FEDER, G. **The relation between farm size and farm productivity: the role of family labor, supervision and credit constraints.** Journal of Development Economics, v. 18, n.2-3, p. 297-313, 1985.

FREITAS, C. O.; TEIXEIRA, E. C. **A agricultura familiar e comercial no censo agropecuário de 2006.** In: MATTOS, L.B; TEIXEIRA, E.C.; FONTES, R.M.O, (Ed(s)). Políticas Públicas e Desenvolvimento. Editora Suprema, p.374-406, 2011.

FREIRE, H. F.; REIS, R. P.; LIMA, D. P. M.; FONTES, R. E. **Eficiência econômica da cafeicultura no sul de Minas Gerais: Uma abordagem pela análise envoltória de dados.** Organizações Rurais & Agroindustriais, Lavras, v.14, n.1, p. 60-75, 2012.

GALAWAT, F.; YABE, M. **Profit Efficiency in rice production in Brunei Darussalam: A stochastic frontier approach.** Journal of International Society for Southeast Asian Agricultural Sciences (ISSAAS), vol. 18, n.1, p. 100-112, 2012.

GASQUES, J. G.; VILLA VERDE, C. M. **Crescimento da agricultura brasileira e política agrícola nos anos oitenta.** Texto para discussão n. 204 – IPEA, Brasília: 1990.

GOMES, A.P. **Impactos das transformações da produção de leite no número de produtores e requerimentos de mão de obra e capital.** 1999. 161p. Tese (Doutorado em Economia Rural) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 1999.

GOMES, A.P.; BATISTA, A.J.M. dos S. **Análise envoltória de dados: conceitos e modelos básicos** In: SANTOS, M.L. dos.; VIEIRA, W. da C. (Ed.). Métodos quantitativos em economia. Viçosa: UFV, 2004. cap.5, p.121-160.

GONÇALVES, R.M.L.; VIEIRA, W. da C.; LIMA, J.E. de L.; GOMES, S.T. **Analysis of technical efficiency of milk-producing farms in Minas Gerais.** Economia aplicada, Ribeirão Preto, v.12, n.2, p.321-335, abr./jun. 2008.

GREENE, W. H. **The econometric approach to efficiency analysis.** In: The measurement of productive efficiency. New York: Oxford University Press, 1993. p.68-119.

GREENE, W.H. **Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions.** Journal of econometrics, Lausanne, v.13, n.1, p.27-56, may. 1980.

GUANZIROLI et. al. : **Agricultura Familiar e Reforma Agrária no Século XXI.** Editora Garamond. Rio de Janeiro, 2001.

HADLEY, D. **Patterns in technical efficiency and technical change at the farm-level in England and Wales, 1982-2002.** Journal of agricultural economics, Oxford, UK, v.57, n.1, p.81-100, mar. 2006

HANLEY, N.; SPASH, C. L. **Farm management research for small farmer development.** Food and Agriculture Organisation of the United Nations, Rome, 1993.

HAO, L.; NAIMAN, D.Q. **Quantile Regression.** Sage Publications, Inc.2007, 125p.

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

HELTBERG, R. **Rural Market Imperfections and the Farm Size-Productivity Relationship:** Evidence from Pakistan. World Development. V. 26, n. 10 p. 1807-1826,1998.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA- IBGE. Disponível em: < <http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em dezembro de 2013.

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

KHAI, H.V.; YABE, M. **Technical efficiency analysis of rice production in Vietnan.** Journal of International Society for Southeast Asian Agricultural Sciences (ISSAAS), vol. 17, n.1, p. 135-146, 2011.

KIMHI, A. **Plot size and maize productivity in Zambia:** The inverse relationship re-examined. Agricultural Economics, v. 35, n. 1, p. 1-9, 2006.

KOENKER, R.; BASSET, G. **Regression quantiles.** Econometrica, v.46, n.1, p. 33-50, 1978.

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

KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. **Stochastic Frontier Analysis.** Cambridge University Press: Cambridge, 2000.

KUMBHAKAR, S.C.; GHOSH, S.; MCGUCKIN, J. T. **A study of economic efficiency of Utah dairy farmers: a system approach.** Journal of Business & Economic Statistics, v.9, n.3, p.279-286, julho, 1991.

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

LAMB, R. **Land Quality, Labor Markets, and Measurement Error**. Journal of Development Economics, v. 71, p. 71-95, 2003.

LIMA, A.L.R. **Eficiência produtiva e econômica da atividade leiteira em Minas Gerais**. 2006. 127 p. Tese (Doutorado em Administração) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2012

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

MAZUMDAR. **Size of Farm and Productivity: A Problem of Indian Peasant Agriculture**. *Economica*, New Series, Vol. 32, No. 126, pp. 161-173, 1965.

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

MENDES, S. M.; TEIXEIRA, E. C.; SALVATO, M. A. **Investimentos em Infraestrutura e Produtividade Total dos Fatores na Agricultura Brasileira: 1985-2004**. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 63, n.2, p. 91-102, Abr-Jun 2009.

MENDES, M. M. **Produtividade Total dos Fatores e crescimento econômico na agropecuária brasileira: 1970-2006**. Viçosa, MG: UFV, 2011. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa

MOREIRA, A. R. B., HELFAND, S. M., FIGUEIREDO, A. M. R **Explicando as diferenças na produtividade agrícola no Brasil**. IPEA, Texto para discussão 1.254, Rio de Janeiro, 2007.

NEHRING, R.; GILLESPIE, J.; SANDRETTO, C.; HALLAHAN, C. **Small U.S. dairy farms: can they compete?** *Agricultural economics*, Malden, v.40, issue supplement s1, p.817-825, nov. 2009.

NOGUEIRA JÚNIOR, S.; TSUNECHIRO, A. **Produção agrícola e infra-estrutura de armazenagem no Brasil**. *Informações Econômicas*, v. 35, n. 2, p. 7-18, 2005.

OLIVEIRA, H. N. C. **Eficiência produtiva dos estabelecimentos agropecuários brasileiros: Uma análise para grupos de área total**. Viçosa, MG: UFV, 2011. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

OYEWOL, O. **Determinants of Maize Production among Maize Farmers in Ogbomoso South Local Government in Oyo State, Nigeria**. *Agricultural Journal*.

Vol.4 , n.3, p.144-49, 2009.

QUINTELA, M. C. A. **Gasto público social dos estados brasileiros: um estudo sob a ótica da eficiência técnica.** Viçosa, MG: UFV, 2013. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa

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

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

RICHETTI, A.; REIS, R. P. **Fronteira de produção e eficiência econômica na cultura da soja no Mato Grosso do Sul.** Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v. 41, n. 1, p. 45-61, jan./mar. 2003.

ROSENZWEIG, M.R.; BINSWANGER, H.P. **Wealth, Weather Risk and the Composition and Profitability of Agricultural Investments.** Economic Journal v. 103, 56–78, 1993.

SCHULTZ, T. **Transforming Traditional Agriculture.** New Haven, Yale University Press, 1964.

SEN, A. K.. **Peasants and dualism with or without surplus labor.** Journal of Political Economy, v. 74, n. 5, 425–450, 1966.

SILVA, F. F. **Distribuição de crédito para agricultura familiar: um estudo do pronaf a partir de um indicador de desenvolvimento rural.** Dissertação de mestrado apresentada a Universidade Federal de Uberlândia. Uberlândia, MG, 2006.

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

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

SHERLUND, S.M.; BARRETT, C.B.; ADESINA, A.A. **Smallholder technical efficiency controlling for environmental production conditions.** Journal of development economics, Amsterdam, v.69, n.1, p.85-101, oct. 2002.

SONG, S.; RITOV, T.; HARDLE, W.K. **Bootstrap confidence bands and partial linear quantile regression.** Journal of Multivariate Analysis, v.107, pp.244-262, 2012.

TAUER L.W, **Short-run and long-run efficiencies of New York dairy farms.** Agricultural and Resource Economics Review, v. 22, n. 1, p.1-9, 1993.

TAUER, W.L.; MISHRA, A.K. **Can the small dairy farm remain competitive in US agriculture?** Food Policy, v. 31, n.5, p 458-468, 2006

TERYOMENKO, H.. **Farm Size and Determinants of Agricultural Productivity in Ukraine.** (Thesis of Economy) National University Kyiv-Mohyla Academy, Ukraine, 2008.

THIRY, B.; TULKENS, H. **Productivity, efficiency and technical progress: concepts and measurement.** Annals of Public & Cooperative Economics, Hoboken, v. 60, n. 1, p. 9-42, 1989.

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

VEEMAN, T.S. **Agricultural and resource economic: challenges for the 21st Century.** Canadian Journal of Agricultural Economics, v. 43, n. 4, dec. 1995.

VICENTE, J.R. **Economic efficiency of agricultural production in Brazil.** Revista de economia e sociologia rural, Brasília, v.42, n.2, p.201-222, abr./jun. 2004