

HÉLTON NEVES CANGUÇU OLIVEIRA

**EFICIÊNCIA PRODUTIVA DOS ESTABELECIMENTOS
AGROPECUÁRIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE PARA GRUPOS DE
ÁREA TOTAL**

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
2013

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

O48e
2013

Oliveira, Hélton Neves Canguçu, 1983-
Eficiência produtiva dos estabelecimentos agropecuários
brasileiros: uma análise para grupos de área total / Hélton
Neves Canguçu Oliveira. – Viçosa, MG, 2013.
x, 46f. : il. ; 29cm.

Inclui anexo.

Orientador: Marcelo José Braga

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 41-45

1. Reforma agrária. 2. Economia do bem-estar. 3. Análise de
envoltória de dados. 4. Economia agrícola. I. Universidade
Federal de Viçosa. Departamento de Economia Rural.
Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada.
II. Título.

CDD 22. ed. 333.31

HÉLTON NEVES CANGUÇU OLIVEIRA

**EFICIÊNCIA PRODUTIVA DOS ESTABELECIMENTOS
AGROPECUÁRIOS BRASILEIROS: UMA ANÁLISE PARA GRUPOS DE
ÁREA TOTAL**

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*.

APROVAÇÃO: 05 de fevereiro de 2013.

Marco Aurélio Marques Ferreira

Adriano Provezano Gomes

Marcelo José Braga
(orientador)

AGRADECIMENTOS

Registro publicamente aqui meus sinceros agradecimentos a todos que contribuíram direta ou indiretamente na conclusão desta importante fase da minha vida acadêmica.

Agradeço aos meus familiares, em especial ao meu pai, Hélio, minha mãe, Leda, e meus irmãos, Henrique e Bruno, por, mesmo sem entenderem ao certo minhas escolhas e trabalho, estarem sempre a apoiar minhas inquietudes.

Ao meu orientador, professor Marcelo José Braga, por aceitar me orientar, pela solicitude, confiança e questionamentos ao longo do desenvolvimento deste trabalho e, principalmente, pelo empenho a frente da Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa.

Aos professores Alexandre Bragança Coelho, um exemplo de ser humano que me fez ter ainda mais apreço pela teoria econômica, Wilson da Cruz Vieira, Leonardo Bornacki Mattos e Erly Cardoso Teixeira, pelas recomendações, incentivos e ensinamentos.

Aos professores Marco Aurélio Marques e Adriano Provezano Gomes, por integrarem a banca de defesa e pelas contribuições, e Dênis Antônio da Cunha, por aceitar coorientar o trabalho.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial Carminha, Helena, Leonir e Romildo.

Aos colegas de mestrado pela boa convivência ao longo destes dois anos, principalmente Charles Luan Marquezin, parceiro a toda prova e exemplo de humildade, Carlos Otávio de Freitas, por tornar os dias mais divertidos, e Lindomar Pegorini Daniel, que me socorreu quando os problemas computacionais pareciam infundáveis.

A Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pelo financiamento aos meus estudos.

A Universidade Federal de Viçosa e, em especial do Departamento de Economia Rural, pela acolhida e por possibilitar meu pleno desenvolvimento como pesquisador.

Finalmente, agradeço a minha amada Maria Micheliana, companheira, confiante, quem eu tenho de mais precioso nesta difícil etapa da minha vida, por estar sempre ao meu lado, pela compreensão em incontáveis ocasiões e, principalmente, pelo amor e dedicação.

BIOGRAFIA

Helton Neves Canguçu Oliveira, filho de Hélio Canguçu Oliveira e Zuleide Maria Neves Oliveira, nascido a 17 de outubro de 1983, na cidade de São Paulo, São Paulo.

Iniciou graduação em Ciências Econômicas em março de 2002 na Universidade Presbiteriana Mackenzie vindo a obter o título de bacharel em dezembro de 2007. Graduou-se, ainda, em Ciências Sociais pela Universidade de São Paulo no período de fevereiro de 2004 a junho de 2008.

Em janeiro de 2011 ingressou no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	vii
LISTA DE QUADROS E FIGURAS.....	viii
RESUMO	ix
ABSTRACT.....	x
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Desempenho, dimensão e distribuição de terras	1
1.2. Objetivos	7
1.2.1. Objetivo geral.....	7
1.2.2. Objetivos específicos	7
2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	7
2.1. Argumentos e resultados para a relação entre desempenho e tamanho	8
2.2. Questões metodológicas.....	9
3. MATERIAL E MÉTODOS	11
3.1. Modelo analítico.....	11
3.2. Detecção de outliers, escala e autocorrelação	16
3.3. Variáveis, tratamento e fonte de dados	18
4. RESULTADOS E DISCUSSÃO	24
4.1. Produtividade média.....	24
4.2. Detecção de outliers e retornos à escala.....	26
4.3. Eficiência produtiva	27
4.4. Determinantes da eficiência	33
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	39
REFERÊNCIAS	41
ANEXO.....	46

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das unidades representativas utilizadas no primeiro e segundos estágios após remoção de <i>outliers</i> e <i>missings</i>	22
Tabela 2 – Valor do produto médio por hectare e unidade de trabalho (em milhares de R\$), segundo classe de área, nas regiões brasileiras em 2006.....	24
Tabela 3 – Resultados para teste de retorno e número de <i>outliers</i>	27
Tabela 4 – Escores de eficiência média, segundo classe de área, nas regiões brasileiras em 2006.....	29
Tabela 5 – Determinantes da eficiência produtiva dos estabelecimentos agropecuários nas regiões brasileiras em 2006.....	35

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Valor acumulado do produto médio por hectare e unidade de trabalho (em milhares de R\$), segundo classe de área, nas regiões brasileiras em 2006..... 25

RESUMO

OLIVEIRA, Hélton Neves Canguçu, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, fevereiro de 2013. **Eficiência produtiva dos estabelecimentos agropecuários brasileiros: uma análise para grupos de área total.** Orientador: Marcelo José Braga. Coorientador: Dênis Antônio da Cunha.

A relação entre produtividade e tamanho do estabelecimento agropecuário tem sido tema controverso na literatura, para o qual os resultados são mistos a depender da origem da imperfeição de mercado, de modo que para que obtenham resultados confiáveis exige-se introdução de variáveis de controle. Neste estudo, sugere-se investigar a heterogeneidade produtiva através da desagregação em grupos de área total e utilização das terras, segundo apropriação, para as regiões brasileiras a partir de escores de eficiência produtiva. Para tanto, faz-se uso de DEA (*Data Envelopment Analysis*) em dois estágios com procedimento desenvolvido por Simar e Wilson (2007) e introdução de testes estatísticos formalizados para detecção de *outliers*. A fonte de dados é o Censo Agropecuário de 2006. O controle para heterogeneidade de desempenho produtivo se mostrou adequado principalmente para pequenos e médios produtores, em caso de lavoura temporária ou pecuária. Entre os resultados rejeitou-se a hipótese de que os pequenos estabelecimentos possuem maior eficiência produtiva que os demais. Os estabelecimentos nos quais os produtores estão na condição de arrendatário ou proprietário foram identificados como os mais eficientes. O fraco desempenho produtivo dos pequenos e médios estabelecimentos sugere serem importantes as imperfeições de mercado e estrutura fundiária como impedimentos para o desenvolvimento agrícola, ressaltando a necessidade de políticas de assistência técnica, haja vista o enorme espaço para melhoramentos dentro da fronteira de produção eficiente atual.

ABSTRACT

OLIVEIRA, Hélton Neves Canguçu, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, February, 2013. Productive efficiency **Productive efficiency of brazilian agricultural establishments: an analysis from total area groups**. Adviser: Marcelo José Braga. Co-adviser: Dênis Antônio da Cunha.

The relationship between productivity and size of the agricultural establishment has been controversial in the literature, for which the results are mixed depending on the source of market imperfection, so that to obtain reliable results it requires introduction of control variables. In this study, it is suggested to investigate the productive heterogeneity across groups in the breakdown of total area and land use, according to appropriation, for the Brazilian regions from scores of productive efficiency. To this end, use is made of DEA (Data Envelopment Analysis) in two stage procedure developed by Simar and Wilson (2007) and introducing formal statistical tests for the detection of outliers. The data source is the Census of Agriculture 2006. The control for heterogeneous productive performance is adequate mainly for small and medium producers in the event of temporary crops or livestock. Among the results rejected the hypothesis that small establishments have higher productive efficiency than the others. Establishments where farmers are provided tenant or owner were identified as the most efficient. The weak growth performance of small and medium establishments suggests are important market imperfections and land structure as impediments to agricultural development, stressing the need for political service, given the enormous space for improvement within the current efficient production frontier.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Desempenho, dimensão e distribuição de terras

A estrutura fundiária desempenha importante papel na determinação da capacidade do setor rural de promover o crescimento econômico e redução da pobreza, representando geralmente um problema comum em países pobres e em desenvolvimento. Em geral, argumenta-se efeito deletério da concentração de terras sobre o nível de bem estar e eficiência econômica, diante do reconhecimento empírico de significativas diferenças de tamanho médio dos estabelecimentos agropecuários e distribuição destes entre os países. Assim, geralmente advoga-se uma associação entre altos padrões de desigualdade da propriedade da terra e aspectos do desenvolvimento econômico, tal como pobreza, desigualdade, eficiência, poder político, conflitos raciais e tensão ambiental (BIRDSALL; LONDONO, 1997; DEININGER; SQUIRE, 1998).

O ponto de partida da existência de uma heterogeneidade na produtividade pelo tamanho do estabelecimento, qual seja, de que após controle para o bem produzido, características geográficas e outros fatores agregados, a produção ótima se encontra num nível de estrutura fundiária desconcentrada, é respaldado por estudos dedicados a avaliar o impacto da distribuição fundiária sobre produtividade e formação de capital. Considerando a distribuição de terra como medida de desigualdade de ativo e, portanto, instrumento de formação de capital¹, Deininger e Olinto (1999) reportam impacto negativo significativo da desigualdade de ativos sobre o crescimento econômico. Adicionalmente, verifica-se relação entre desigualdade e estoque de capital humano do país negativa e significativamente diferente de zero, sugerindo que políticas que promovam a educação têm menor impacto em países onde os ativos são distribuídos de forma altamente desigual. Mesmo resultado é encontrado por Fort (2007), corroborando modelo teórico de Gersbach e Siemers (2010), segundo o qual uma sequência de redistribuição de terra está associada à formação de capital humano, na medida em que capacita o beneficiário a educar seus filhos e então sair da condição de pobreza, e evidência empírica dada por Deininger *et al.* (2009) e Besley e Burgess (2000) em aplicação à

¹ Para maior detalhe sobre esta abordagem ver, por exemplo, Carter e Basset (2006).

reforma de terras indiana, ao promover a geração de renda e acumulação de capital físico e humano. Sob diferente abordagem, o efeito adverso da concentração de terras sobre instituições que promovem o capital humano é demonstrado ainda por Galor *et al.* (2009) e Vollrath (2007) para os Estados Unidos e para uma seleção de países, respectivamente.

De forma generalizada os resultados tendem indicar que a distribuição de terras não é ótima, que há imperfeições no mercado de terras, por uma série de motivos, entre os quais se destacam a insegurança sobre a propriedade da terra, imperfeição no mercado de crédito, inobservância do esforço do trabalhador, política agrícola, instabilidade econômica e acesso às novas tecnologias (BARROS *et al.*, 2000). Ou seja, em geral estão associadas à externalidades, mercados incompletos e assimetria de informação. Este cenário marca todo o século XX, inclusive no Brasil, e é agravado pelas instabilidades macroeconômicas, subsídios fiscais e creditícios para grandes estabelecimentos agrícolas, fazendo com que o preço da terra se situe em patamar acima do valor presente dos lucros, reduzindo a capacidade do mercado de terras em prover uma distribuição eficiente (BINSWANGER; ELGIN, 1989).

Na ausência de assimetria de informação, se a distribuição de terras não é a mais eficiente, há disponibilidade de terras e o equilíbrio econômico ótimo é obtido com a diminuição do tamanho médio das propriedades e desconcentração, por exemplo, tem-se como resultado a satisfação de condição necessária para a saída da condição de pobreza – o acesso ao ativo –, segurança alimentar, maior controle da força de trabalho e ativos produtivos e crescimento econômico².

Deveras, uma configuração da estrutura fundiária dispar daquela do equilíbrio ótimo, bem como o produto gerado a partir dela é reflexo de imperfeições do mercado de terras. De outro modo, a heterogeneidade na produtividade pelo tamanho do estabelecimento ou da área cultivada pode representar esta ineficiência caso não se observe uma distribuição de terras eficiente. Neste sentido, políticas de reordenamento fundiário estão difundidas em diversos países com vistas a aumentar a produtividade agrícola e formação de capital físico e humano.

² Este objetivo de aumento de eficiência via reordenamento fundiário é demonstrado bem sucedido por Jeon e Kim (2000), que documentam ganhos de produtividade significativa após reforma agrária coreana na década de 1950, e Banerjee e Iyer (2005), que identificam os estados indianos com maior desigualdade de distribuição de terras como os de menor produtividade.

No Brasil, por seu turno, os resultados não são contrários. Existem sinalizadores diretos e indiretos de imperfeições de mercado, fornecendo subsídios para acreditar que a distribuição de terras no Brasil e o tamanho dos estabelecimentos divergem daquele de máxima eficiência. Por outro lado, não há motivo para crer que a distribuição observada seja menos desigual do que seria uma eficiente (BARROS *et al.*, 2000).

Destaque-se, contudo, que se as investigações tendem a respaldar uma estrutura fundiária desconcentrada para maiores níveis de produtividade e formação de capital, no que concerne à relação entre produtividade e tamanho do estabelecimento tem-se resultados mistos a depender da origem da imperfeição, mercado, espaço geográfico abrangido. Entre as principais explicações oferecidas pela literatura para uma relação positiva estão os preços e outras distorções políticas que afetam mais os pequenos estabelecimentos; o uso intensivo de mecanização nos grandes estabelecimentos; restrições de financiamento e seguro, o que leva as famílias pobres a adotarem estratégias menos lucrativas de cultivo; e preocupação com a subsistência. Por outro lado, uma relação inversa seria explicada por uma dualidade no mercado de trabalho, segundo o qual o excedente da força de trabalho de membros de famílias agrícolas é empregado a menores salários, fazendo com que a razão trabalho/terra e produto/terra sejam maiores nos pequenos estabelecimentos; imperfeição no mercado de terra; maior supervisão do esforço do trabalho; auto-seleção dos trabalhadores mais habilidosos em favor de pequenos estabelecimentos; esforço de conservação do solo; e risco de preço. Outras explicações, ainda, para a relação inversa são a ausência da variável qualidade do solo e erros de medida estatística³.

A relação entre desempenho produtivo e pobreza remete ainda à hipótese clássica de Schutz (1964) de que produtores rurais pobres são eficientes, em vista do uso de tecnologias tradicionais e limitados recursos disponíveis, dando origem a um debate acerca da importância do desenvolvimento tecnológico em expandir a fronteira de possibilidades de produção dos produtores pobres versus o melhoramento da produtividade dentro da fronteira de produção existente (ALI; BYERLEE, 1991). Circunda este debate a presença de mercados estreitos ou incompletos com custos de transação, influenciando a dinâmica da adoção da

³ Na próxima seção é oferecida uma breve introdução destas questões e alguns achados.

tecnologia, produtividade e bem estar, revelando as assimetrias e heterogeneidades produtivas.

Quatro estudos testam a relação entre medida de produtividade ou desempenho e tamanho do estabelecimento para o Brasil. Fazendo uso de instrumental econométrico simples, Berry e Cline (1979) realizam um dos primeiros estudos abrangentes sobre o tema em aplicação ao Nordeste brasileiro, concluindo pela não rejeição da relação inversa. Recorrendo a estatísticas descritivas, Barros *et al.* (2000) demonstram relação inversa entre lucro por hectare e tamanho do estabelecimento para a maioria das regiões do Nordeste e potencialidades em termos de redução da pobreza naquela região. Helfand e Levine (2004), por seu turno, em exame dos determinantes da eficiência produtiva e sua relação com tamanho da propriedade agrícola na região Centro-Oeste, encontram relação quadrática entre as duas variáveis, com nível de eficiência reduzindo inicialmente e depois aumentando à medida que o tamanho da propriedade é ampliado. Também a partir de dados do Censo Agropecuário 1995/1996, Piette (2006) revisita a aplicação de Berry e Cline (1979) à região Nordeste brasileira, corroborando os resultados destes últimos e sinalizando imperfeições no mercado de trabalho.

Ressalte-se a importância da compreensão da relação entre tamanho, desigualdade e distribuição, conforme lembrado por Hoffmann e Ney (2010). Numa região com pequeno número de latifúndios, todos com o mesmo tamanho, a proporção acumulada da terra é sempre igual à proporção acumulada dos estabelecimentos, o que resulta um índice de Gini igual a zero, mesmo em um contexto de grande concentração fundiária, no qual a maior parte da população não tem terra para plantar. Se um dos latifundiários é desapropriado e a terra é dividida entre vários agricultores sem-terra, a desigualdade fundiária aumenta mesmo com uma redução da sua concentração, que é tão mais baixa quanto menor for a proporção da área total apropriada por um pequeno número de produtores rurais⁴.

Tendo-se em conta que a população rural brasileira geralmente é menos assistida em termos de escolarização e do acesso a serviços de qualidade, bem como canais de comercialização do produto agrícola que, aliado ao baixo valor agregado,

⁴ Essa consequência natural é claramente demonstrada no estudo de Assunção (2006), em análise da política de reordenamento empreendida no Brasil a partir da década 1990. Entre os resultados, o autor identifica um aumento de propriedade da terra entre famílias rurais pobres, em detrimento das demais, e aumento da desigualdade entre proprietários de terra até 2002, último ano analisado.

dificulta a saída da condição de pobreza, a política de reordenamento fundiário desempenha importante papel, no sentido dado por Gersbach e Siemers (2010) para acumulação de capital. Alston e Mueller (2010), por exemplo, argumentam que uma redistribuição de terras em favor de pequenos proprietários e agricultores sem-terra representa um mecanismo efetivo para saída da condição de pobreza, aumento da produtividade, promoção do crescimento econômico sustentável (inclusive ambientalmente) e segurança alimentar. A relação entre pobreza, produtividade e tamanho do estabelecimento, segundo o tipo do produtor (familiar vs. não familiar), nas regiões Nordeste e Sul é investigada ainda por Helfand e Moreira (2012); entre os resultados, atribui-se pobreza entre produtores familiares como consequência da escassez de terra e baixo nível de produtividade – entretanto, estes seriam mais eficientes relativamente aos demais, suscitando a questão de qual o melhor modo de aumentar a renda.

Na América Latina, uma questão central deparada entre as autoridades na promoção do desenvolvimento agrícola, como destaca Barret *et al.* (2010), é se vale mais a pena aumentar a competitividade dos pequenos produtores rurais ou mesmo expandir sua área através da transferência de ativos ou outra medida redistributiva. Ou seja, é uma questão ainda em aberto se o reordenamento fundiário, o desenvolvimento de inovações nos mercados financeiros e de seguros ou a transferência condicionada de recursos é a opção com menor custo de efetividade.

Neste sentido, a identificação e caracterização da heterogeneidade produtiva (desempenho) segundo o tamanho do estabelecimento agropecuário assume grande importância como antecedente à(s) política(s) empreendida(s), a fim de que se assegurem aumentos de bem estar, conforme argumentado. A partir desta compreensão, espera-se estar contribuindo com o desenvolvimento e verificação empírica a partir de modelo integrado de tomada de decisão sobre uma ampla variedade de restrições, entre as quais acesso a terra e mercado de crédito, em consonância com a classificação de Barret *et al.* (2010).

Uma estratégia ainda não explorada por esta literatura, contudo, é a análise a partir de grupos de área total. A fim de se garantir homogeneidade das unidades de comparação, a hipótese da relação inversa tem sido avaliada, em geral, para um único cultivar, geralmente o mais representativo da localidade, como arroz, café, milho, por exemplo. Conquanto possam indicar resultados bastante interessantes

relativamente ao desempenho e determinantes da produção agrícola segundo classes de área, na maioria dos casos estes demonstram ser um argumento pouco efetivo para justificar um reordenamento fundiário ou, quando muito, alterações no mercado de terras.

Explica-se. Dentro de uma mesma classe de área pode existir uma heterogeneidade muito grande entre os produtores, assim mensurações a partir do simples empilhamento das observações podem gerar resultados pouco confiáveis. Outro ponto é a pluriatividade produtiva dos estabelecimentos rurais segundo condições socioeconômicas, climáticas ou legais, para os quais todos os controles se fazem necessário, e a representatividade geográfica do cultivar. Por fim, tem-se ainda o fato de medidas de produtividade relativas serem igualmente enganadoras, principalmente quando se leva em consideração o fator capital e despesas com insumo, exclusive terra e trabalho - para os quais a relação é relativamente bem estabelecida -, a depender do cultivar. Em suma, argumenta-se que a produtividade total dos fatores representa melhor medida de rendimento e, principalmente, que a heterogeneidade entre os produtores de um mesmo cultivar é crucial para que os resultados sejam sustentados.

Do exposto, evidência empírica e instrumental analítico, propõe-se verificar eficiência produtiva dos estabelecimentos agropecuários brasileiros segundo grupos de área total para cada tipo de cultura, a fim qualificar os argumentos para um reordenamento fundiário, seja via mercado ou intervenção. De fato, ao desagregar os estabelecimentos segundo classes de área é possível identificar heterogeneidades dentro dos grupos de área total de cada cultura para diferentes regiões brasileiras a partir de escores de eficiência. Destarte, estar-se a impor um controle necessário (mas não único) a adequada mensuração da eficiência produtiva do estabelecimento agropecuário de cada região – a área do estabelecimento e a composição do produto – refletindo suas idiosincrasias.

Adicionalmente a investigação do papel do fator terra ao desenvolvimento agropecuário, verifica-se ainda o impacto da condição do produtor relativo às terras. Se para determinada composição do produto, melhor desempenho produtivo está associado à condição de proprietário ou arrendatário, por exemplo, em detrimento a de assentado ou ocupante, é sugestivo que o estímulo ao desenvolvimento do mercado de terras e arrendamento é mais adequado do que política de assentamento

de produtores rurais. Assim, ao qualificar tais argumentos espera-se estar dando um passo adiante no tratamento da relação entre desempenho produtivo e área do estabelecimento agropecuário em grandes regiões heterogêneas, âmbito, em geral, das políticas de reordenamento fundiário.

1.2. Objetivos

1.2.1. Objetivo geral

Verificar relação entre indicadores de eficiência produtiva e tamanho dos estabelecimentos agropecuários nas regiões brasileiras a partir de grupos de área total.

1.2.2. Objetivos específicos

- Comparar a intensidade do uso de insumos em diferentes tamanhos de estabelecimentos;
- Identificar os determinantes da eficiência produtiva nos estabelecimentos agropecuários nas regiões brasileiras.

2. REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

Sem entrar em detalhes dos argumentos teóricos que explicariam uma relação inversa entre desempenho produtivo e área dos estabelecimentos, essa seção realiza um apanhado geral destes argumentos e resultados encontrados pela literatura. Cada modelo teórico explicativo exigiria um tratamento específico com investigações orientadas. Este, contudo, não é o objetivo neste estudo, mas a identificação e caracterização da relação entre desempenho e área total em cada uma das regiões brasileiras, ou seja, uma análise *a priori* para subsidiar argumentos para um reordenamento fundiário. Destaque-se que medida de desempenho produtivo pode ser encontrada nestas investigações como produtividade ou eficiência. Nesta seção e na próxima são oferecidas explicações para a diferença entre estas duas medidas,

bem como considerações da literatura quanto a suas implicações para análise do problema.

2.1. Argumentos e resultados para a relação entre desempenho e tamanho

A relação entre o tamanho da propriedade e desempenho produtivo tem sido testada em diferentes países do mundo. Motivado por modelo chayanoviano⁵, o debate ainda é de importância atual porque nenhuma conclusão foi alcançada e porque essa possui implicações de políticas de reordenamento fundiário para o crescimento econômico.

Segundo Teryomenko (2008) até os primeiros anos da década de 1990 a maior parcela dos estudos indicava a presença de relação inversa entre tamanho do estabelecimento e produtividade, a partir de então, porém, passaram a surgir trabalhos questionando aqueles, sob o argumento de que era necessária a inclusão de outras variáveis e aplicação de outras metodologias.

Sen (1966), Bardhan (1973) e Feder (1985) asseveram resultado de relação inversa explicada por dualidade no mercado de trabalho e *enforcement*. Sob este argumento, o excedente da força de trabalho de membros de famílias agrícolas é empregado a menores salários, fazendo com que a razão trabalho/terra e produto/terra sejam maiores nos pequenos estabelecimentos. Contribuiria para isso um esquema de incentivos já que a motivação de se empregar esforço na produção familiar, bem como a supervisão, é maior do que em grandes propriedades.

Esta explicação, porém, é rejeitada por influente estudo de Assunção e Braido (2007) aplicado à Índia. O estudo reforça o argumento de heterogeneidade não observada através dos acres de cultivo, ou seja, destaca a importância da variável qualidade do solo. Segundo os autores, a não inclusão desta variável levaram vários estudos a incorrerem em erro de medida. Aliás, este parece ser o principal consenso sobre a relação entre terra e produtividade agrícola. Em regra, os estudos mostram uma diminuição da relação inversa quando controlado a qualidade do solo (Carter, 1984; Bhalla e Roy, 1988; Benjamin, 1995; Lamb, 2003; Kimhi, 2006; e Assunção e Braido, 2007 são alguns exemplos). Assim, pequenos produtores seriam mais

⁵ Ver Barret *et al.* (2010) para uma introdução ao modelo e outros desdobramentos.

produtivos porque dispunham de terras de melhor qualidade. Barret *et al.* (2010), por outro, não identifica a ausência de medida de qualidade do solo como significativa.

Adicionalmente, outro conjunto de variáveis omitidas sugeridas pela literatura são as características dos domicílios específicos, tais como tamanho da família, escolaridade, sexo do chefe de família, heterogeneidades geográficas, apropriação e custos de cultivo. Segundo Assunção e Braido (2007), as características dos domicílios específicos não representam explicações para a relação inversa, entretanto, como lembra Vershelde *et. al* (2011), a importância destas variáveis ainda está sujeita à comprovação.

Outra explicação para a relação inversa está na auto-seleção dos trabalhadores mais habilidosos. Em ambiente sem imperfeições no mercado de trabalho, retornos constantes à escala e imperfeições no mercado de crédito, Assunção e Ghatak (2003) encontram que, no equilíbrio, a escolha ocupacional é tal que os trabalhadores mais habilidosos ocupam pequenos estabelecimentos agropecuários devido ao alto custo de oportunidade de tornarem-se trabalhadores assalariados.

A preocupação com o risco é apontada como outra justificativa para a relação negativa. Srinivasan (1972), Rosenzweig e Binswanger (1993) e Barrett (1996), por exemplo, defendem que, caso o mercado de seguros não funcione adequadamente, os pequenos produtores, em tese menos assistido pela garantia e mais dependente das receitas da atividade, fazem mais uso de insumos em suas terras, tornando-as mais produtivas e, por consequência, diminuindo o risco.

Outros argumentos, entretanto, são refutados, não restando atualmente questionamentos, como é o caso, por exemplo, da hipótese de relação inversa apenas a baixos níveis de emprego de tecnologia e de retornos decrescentes a escala.

2.2. Questões metodológicas

Adicionalmente à má qualidade dos dados dos primeiros trabalhos e erros de especificação, deficiências metodológicas em parcela dos estudos têm sido apontadas. A maioria dos citados estudos na subseção anterior adotou medida de produtividade parcial, como o valor da produção total por unidade de terra. Essas medidas são problemáticas ao fazer comparação entre estabelecimentos já que implicitamente assume que pequenas e grandes unidades possuem a mesma função

de produção e composição das culturas, gerando resultados enviesados a favor dos pequenos estabelecimentos. A hipótese da composição do produto pode ser facilmente falseada pela verificação de que grandes estabelecimentos concentram-se na produção de mercadorias com alto valor agregado, por exemplo. Uma saída possível para isso é deflacionar o valor da produção para cada exploração agrícola pelo índice de preços de Laspeyres específica para ano e região de produção, tornado-a equivalente (PIETTE, 2006).

Ainda, neste sentido, a produtividade total dos fatores (PTF) é a medida mais apropriada ao oferecer melhor indicação da eficiência geral do sistema, possibilitando a comparação entre unidades heterogêneas (Van ZYL *et al.*, 1995)⁶. Ela indica se pequenos estabelecimentos possuem função de produção maior do que os grandes. Sob a PTF, Helfand e Levine (2004), por exemplo, aventam a possibilidade de atenuação ou mesmo reversão da relação negativa sobre o tamanho.

Em caso de produção de um único bem, o escore de eficiência produtiva pode ser interpretado como medida da produtividade total dos fatores. Assim, um modo simples de captar o efeito da eficiência produtiva sobre o tamanho é estimar uma função de produção com *dummy* para o tamanho e testar se os coeficientes são significativos (ALVAREZ e ARIAS, 2004).

Outra possibilidade é trabalhar com construção de fronteira de produção. No primeiro estágio, o escore de eficiência produtiva é calculado e depois este é regredido contra um conjunto de variáveis, incluindo o tamanho do estabelecimento. Em geral, em virtude de algumas vantagens oferecidas, estes escores são obtidos por meio da abordagem não-paramétrica *Data Envelopment Analysis* – DEA, embora, por vezes, modelo paramétrico de fronteira estocástica seja utilizado como teste de robustez.

Townsend *et al.* (1998), Van Zyl *et al.* (1995), Sharma *et al.* (1999) e Helfand e Levine (2004) são alguns dos mais importantes estudos que empregaram a técnica DEA. No entanto, os resultados nem sempre caminham na mesma direção a fim de rejeitar ou aceitar a hipótese da relação inversa entre produtividade e tamanho. Sharma *et al.* (1999) e Van Zyl *et al.* (1995) encontram resultados opostos; enquanto a relação inversa é rejeitada no primeiro, o segundo aceita a hipótese em

⁶ Destaque-se, contudo, a dimensão da unidade de análise. Van Zyl *et al.* (1995), por exemplo, tomam para análise três regiões sul-africanas produtoras de milho.

aplicação. Por outro lado, Townsend *et al.* (1998) identifica fraca relação e produtividade heterogênea entre regiões. Helfand e Levine (2003), por sua vez, mostra que relação não é imediata como se acreditava, encontrando relação em forma de U.

Apesar de disseminado na literatura, o segundo estágio tem recebido críticas devido à correlação entre variáveis de cada estágio⁷. Banker e Natarajan (2008), por exemplo, sugerem condicionantes para que estimação no segundo estágio por Mínimos Quadrados Ordinários – MQO – seja consistente. Demonstram também serem semelhantes os resultados produzidos a partir desta metodologia e do modelo Tobit. Simar e Wilson (2007), por sua vez, propõem procedimento baseado em técnicas de amostragem (*bootstrap*) a fim de possibilitar inferência consistente. Fazendo uso deste último, Balcombe *et al.* (2008) encontram relação positiva entre tamanho e produtividade, entretanto, os coeficientes não são significativos.

Numa perspectiva diferente, a fim de considerar a heterogeneidade das unidades, Alvarez e Arias (2004) propõem modelo de produção para uma análise condicional da relação entre eficiência técnica e tamanho encontrando relação positiva. Por outro lado, a fim de permitir não-linearidades e efeitos de interação, Verschelde *et al.* (2011) estimam a função de produção por regressão kernel e obtêm resultado oposto.

3. MATERIAL E MÉTODOS

3.1. Modelo analítico

Assim como Helfand e Levine (2004), a fim de estimar a eficiência produtiva faz-se uso de abordagem não-paramétrica *Data Envelopment Analysis* – DEA em dois estágios. No primeiro estágio são obtidos os escores de eficiência relativamente a variáveis de insumo; no segundo estágio os escores obtidos no estágio anterior são regredidos contra um conjunto de variáveis que tentam explicá-los, em conformidade com a teoria econômica subjacente. Adicionalmente, são implementados alguns refinamentos metodológicos que permitem uma análise mais robusta do quadro geral de eficiência.

⁷ Este problema será melhor explorado na próxima seção.

Diferente dos referidos autores, entretanto, que recorreram à estimação de variantes do modelo econométrico a fim de se assegurar a robustez dos resultados e examinar a natureza espacial dos dados, no presente estudo faz-se uso de abordagem de Simar e Wilson (2007) aliada a testes estatísticos para detecção de *leverages* e escala produtiva a partir de grupos circunscritos geograficamente com objetivo de contornar o problema de autorrelação espacial e heterogeneidade produtiva entre os estabelecimentos agropecuários.

Pela abordagem de Simar e Wilson (2007), a estimação da eficiência em dois estágios consiste na utilização da técnica DEA no primeiro estágio seguido de modelos de regressão (determinantes da eficiência) no segundo estágio, adicionando procedimentos de *bootstrap* em ambos os estágios. A razão de tal procedimento é que o primeiro estágio apresentaria problemas de correlação serial, observância da distribuição – *Data Generating Process* – e viés entre os estimadores de eficiência por representarem a estimativa da eficiência real não observável. No segundo estágio, o problema seria agravado pela correlação serial do termo de erro e entre as variáveis do primeiro e do segundo estágio. A adoção de procedimentos de *bootstrap* possibilitaria assim a geração de estimadores robustos e consistentes a fim de permitir inferência estatística de forma concisa.

Ressalte-se que a eficiência é definida em sentido relativo como a distância entre a combinação insumo-produto observado e a fronteira de melhores práticas do conjunto de possibilidades de produção. Assim, essa medida indica se determinada unidade atinge ou não seu produto máximo dado um conjunto de insumos; quanto mais próximo da fronteira ela opera mais eficiente ela é. Algumas características desejáveis desta técnica relativamente à abordagem paramétrica habitual, o modelo de fronteira estocástica, segundo Gomes e Baptista (2004), são: i) uma única medida resumo de eficiência para caracterizar cada unidade como eficiente ou ineficiente; ii) prescindir (mas não rejeitar) sistemas de preços; iii) dispensar (mas pode acatar) funções de produção pré-especificadas; iv) permitir a incorporação, na análise, de insumos e de produtos avaliados em unidades de medidas diferentes; e v) basear-se em valores individuais e não em valores médios. Desta forma, em virtude, das vantagens oferecidas e pelo seu uso consolidado no problema em questão optou-se pela abordagem não paramétrica DEA.

Sob a técnica DEA, dentro de determinada amostra de estabelecimentos agrícolas um subgrupo atingirá eficiência relativa igual a 1 e os estabelecimentos residuais que não o atingirem são tidos por ineficientes. Assim, são eficientes aquelas unidades que se encontram sobre a fronteira de produção.

Visto que medidas de eficiência de escala podem influenciar medidas de eficiência produtiva, na literatura, dois modelos principais DEA são considerados: o modelo DEA-CCR, que assume que todas as unidades operam com retornos constantes à escala, e o modelo DEA-BCC, que pressupõe retorno variável à escala, permitindo o cálculo da eficiência livre dos efeitos de escala. Se os resultados das abordagens CCR e BCC são iguais diz-se que a unidade possui eficiência de escala, opera de forma ótima. Se os valores de eficiência produtiva encontrados em cada modelo são diferentes, para uma dada unidade, diz-se ineficiente à escala. A eficiência/ineficiência de escala é dada pela razão dos valores encontrados para eficiência produtiva em cada abordagem (COELLI *et al.*, 1998).

A seguir, apresenta-se a construção matemática das duas abordagens. Na CCR, esta assume a seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 & \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta && (1) \\
 & \text{Sujeito a: } -y_i + Y\lambda > 0 \\
 & \theta x_i - X\lambda \geq 0 \\
 & \lambda \geq 0
 \end{aligned}$$

onde θ é um escalar, cujo valor será a medida de eficiência da i -ésimo estabelecimento. Se $\theta = 1$, a unidade é dita eficiente. O parâmetro λ é um vetor de constantes ($n \times 1$), em que os valores são calculados para obter a solução ótima. Se eficiente, o estabelecimento terá $\lambda = 0$ para todos λ , se ineficiente, os valores de λ serão os pesos utilizados na combinação linear de outras unidades eficientes que influenciam a projeção do estabelecimento ineficiente sobre a fronteira calculada; y_i é um vetor ($m \times 1$) de quantidade de produtos da i -ésima unidade; x_i é um vetor ($k \times 1$) de insumos da i -ésima unidade; Y é uma matriz de produtos, de dimensão ($n \times m$); e X é uma matriz de insumos, de dimensão ($n \times k$). O problema de programação linear deve ser resolvido n vezes, um para cada unidade, já que θ deve ser calculado para cada unidade produtiva (COELLI *et al.*, 1998).

No modelo BCC, permite-se o cálculo das eficiências produtivas livres dos efeitos de escala, ao contrário da abordagem CCR. Para tanto se inclui na formulação matemática uma restrição de convexidade de modo que:

$$\begin{aligned}
 & \text{Min}_{\theta, \lambda} \theta && (2) \\
 & \text{Sujeito a: } -y_t + Y\lambda > 0 \\
 & \theta x_t - X\lambda \geq 0 \\
 & N_1' \lambda \leq 1 \\
 & \lambda \geq 0
 \end{aligned}$$

onde N_1' é a forma transposta de um vetor $n \times 1$ de algarismos unitários.

Uma vez calculado os escores de eficiência, o próximo passo é encontrar os fatores que explicam os níveis de eficiência através de modelo econométrico. O interesse aqui resta principalmente sobre a variável área total do estabelecimento agropecuário, a fim de testar a hipótese da relação inversa entre tamanho e desempenho produtivo. Entretanto, como discutido, a ineficiência produtiva pode dever-se a uma série de elementos, tais como restrição de acesso ao crédito, diferenças de tecnologia e características da unidade tomadora de decisão – ver Anexo com variáveis explicativas utilizadas pela literatura recente.

Dado que os escores de eficiência calculados pela técnica DEA se encontram no intervalo fechado entre 0 e 1, ou seja, são truncados neste valor, pode ser sugestivo o uso de modelo Tobit, em alternativa ao MQO. A combinação de escores de eficiências obtidos a partir da técnica DEA e regressão Tobit é abordagem comum na literatura sobre a relação entre tamanho e desempenho produtivo - Rios e Shively (2005), Gilligan (1998) e Hansson (2008) são alguns dos estudos que fizeram uso do procedimento. Contudo, desenvolvimentos metodológicos tem demonstrado a limitação desta abordagem. Simar e Wilson (2007) criticam o procedimento tanto para Tobit como para MQO sob o argumento de que as variáveis utilizadas no segundo estágio da regressão são geralmente correlacionadas com os produtos e insumos utilizados para estimar os escores de eficiência no primeiro estágio e de que os escores de eficiência são viesados em pequenas amostras, o que é comum nas aplicações. Helfand e Levine (2004) lembram que os escores de eficiência são muito sensíveis a erros de medida a partir de estabelecimentos que se encontram na

fronteira, visto que uma perturbação nestes afetará o parâmetro de eficiência dos demais⁸.

A fim de contornar estes problemas, Simar e Wilson (2007) sugerem método que consiste na realização de técnicas de amostragem (*bootstrap*) para corrigir a distribuição do erro aleatório, permitindo inferência consistente. Outro método sugerido capaz de fornecer estimativas significativas no segundo estágio, no sentido de que ‘a forma da equação de regressão no segundo estágio é determinada pela estrutura do modelo do primeiro estágio, onde as estimativas do DEA inicial são obtidas’ (SIMAR; WILSON, 2011 p. 205) é dado por Banker e Natarajan (2008), a partir de equação log-linear e estimação por MQO. Este método, porém, é consistente apenas sob hipóteses muito particulares e incomuns sobre o processo gerador da informação o que limita sua aplicabilidade. Adicionalmente, segundo Simar e Wilson (2011), apenas com o emprego do *bootstrap* é possível realizar inferência consistente no segundo estágio.

Simar e Wilson (2007) propõem dois algoritmos em seu artigo, ‘o primeiro procedimento destina-se a melhorar a inferência estatística das medidas de eficiência técnica, o segundo procura fazer o mesmo, com redução concomitante do viés do estimador em pequenas amostras’ (SOUZA *et al.*, 2009 p. 294). Ambos os algoritmos são operacionalizados em pacote estatístico GAUSS, R e SAS, com exceção deste último ser aplicável apenas ao primeiro algoritmo proposto. Assim sendo, para o propósito colocado neste estudo, propõe-se o cálculo de estimador de eficiência com orientação a produto e modelo de regressão truncada via primeiro algoritmo. Ressalte-se que embora os estudos comumente não explicitem a justificativa pela opção orientação a produto, esta é prática recorrente na literatura sobre a relação entre desempenho e área do estabelecimento, o que sob a perspectiva de necessidade de abastecimento alimentar da população se mostra conveniente. Destaque-se ainda que este procedimento difere do utilizado por Balcombe *et al.* (2008), em análise do mesmo problema aqui destacado, para o qual o algoritmo #2 foi utilizado. No Anexo, é apresentado o procedimento sistematizado por Souza *et al.* (2009) para o algoritmo #1 de Simar e Wilson (2007)⁹.

⁸ Os autores exploram esta questão retirando da amostra uma parcela das unidades mais eficientes e, em seguida, reestimando o modelo.

⁹ Para maiores detalhes do procedimento, análise e contraste com outros, recomenda-se consulta a Souza *et al.* (2009) e Simar e Wilson (2011).

3.2. Detecção de *outliers*, escala e autocorrelação

Dado que a presença de observações com valores atípicos provêm um *Data Generating Process* (DGP) divergente do restante dos dados, seu tratamento é etapa importante na análise de eficiência a partir de metodologias de estimação de fronteiras não paramétricas, pois elas podem afetar criticamente o valor dos estimadores, principalmente no caso de pequenas amostras. Assim, é necessário adotar procedimentos que tratem este problema assegurando credibilidade aos estimadores de eficiência, uma vez que os índices poderão ser utilizados como ferramenta auxiliar para fins de tomada de decisão (DANIEL, 2011).

Para contornar este problema, neste estudo, foi adotado procedimento para detecção de *outliers* em métodos DEA proposto por Sampaio de Sousa e Stosic (2005), que combinam as técnicas de reamostragem *bootstrap* e *jackknife* para eliminar o efeito de observações inconsistentes e possíveis erros de medida nos dados. Denominado *leverage*, este estimador permite uma análise automática sem inspeção manual dos dados, o que seria inviável para o caso de grandes amostras, evitando ainda ações arbitrárias.

Sob esta abordagem, obtêm-se o *leverage* de cada unidade com o objetivo de captar a influência global da mesma sobre todas as outras quando aquela é retirada da amostra. A informação produzida pelo teste pode então ser utilizada para identificar e automaticamente eliminar *outliers* e erros de medida nos dados. Se determinada unidade (no presente caso, estabelecimento agropecuário representativo de uma mesorregião) representa um *outlier* seu *leverage* situa-se bem acima da média global. Um critério para a definição do valor crítico sugerido por Sampaio de Sousa e Stosic (2005) é a adoção do múltiplo da média global do *leverage* ou um *leverage* maior que 0,02. Assim, toda unidade que estivesse acima deste valor deveria ser considerada um *outlier* e, portanto, excluída da amostra. [Para maior detalhe ver Sampaio de Sousa e Stosic (2005) e Delgado (2008)]

Outro importante ponto precedente a estimação dos escores de eficiência é a verificação dos retornos à escala de produção. Caso a tecnologia apresente retornos variáveis de escala, o estimador não paramétrico para retornos constantes será inconsistente e causará viés nos estimadores. Caso a tecnologia apresente retornos

constantes, ambos os estimadores serão consistentes, porém o estimador de retornos variáveis será menos eficiente estatisticamente devido sua menor taxa de convergência.

Uma forma simples de calcular o retorno, conforme visto na subseção anterior, é dividir os escores de eficiência para retornos constantes sobre os escores de eficiência para retornos variáveis. Como este último é no mínimo igual ao primeiro, a razão tem valor máximo de 1 e quanto mais próximo a razão deste valor maior a evidência de retornos constantes de escala. Contudo, a fim de incluir critérios estatísticos para o teste que mede a distância entre as fronteiras é conveniente a realização de outros testes formalizados. Neste sentido, faz-se uso de testes estatísticos paramétricos formalizados por Simar e Wilson (2002), Delgado (2008) e Banker e Natarajan (2004). Adicionalmente, realiza-se teste Kolmogorov-Smirnov's para o qual não é necessário assumir a *priori* distribuição estatística específica.

Por fim, devido à possibilidade de efeito *spillover* de eficiência agregada ou individual, ou seja, a existência de alguma relação funcional entre a eficiência de estabelecimentos dispostos em dois pontos distintos no espaço, seria de interesse a realização de análise espacial dos escores de eficiência. Desenvolvimentos metodológicos recentes que incorporam a questão espacial em modelos de fronteira estão em franca expansão – neste sentido, ver Schmidt *et al.* (2009), Sampaio de Souza *et al.* (2005) e Areal *et al.* (2010), por exemplo -, entretanto, verifica-se um conservadorismo por parte de pesquisadores na adoção de metodologias ainda não consolidadas, o que se justifica, em parte, pelo bom grau de ajuste obtido através de controles tradicionais. No problema aqui em consideração, a heterogeneidade produtiva segundo o tamanho do estabelecimento, em muitos casos esta questão é negligenciada, o que pode suscitar dúvidas sobre os resultados. Entretanto, este não parece ser o caso na maioria das aplicações, ao menos não quando se realiza testes de robustez e controles. Helfand e Levine (2004), por exemplo, lidam com a questão espacial através de modelo aparentemente não relacionado – SUR, outros quando da seleção do espaço geográfico em análise.

No presente estudo, conquanto não seja caso generalizado, a escolha de estabelecimento representativo no âmbito da mesorregião diminui de forma importante o problema da autorrelação espacial na medida em que o conjunto de possibilidades é reduzido, a subdivisão das unidades representativas em categorias e

subcategorias tendendo a reforçar a independência. Desta forma, mantêm-se o conservadorismo ao não se realizar análise espacial dos escores de eficiência, em virtude dos procedimentos utilizados.

3.3. Variáveis, tratamento e fonte de dados

Os dados utilizados neste estudo são oriundos do Censo Agropecuário de 2006, publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE. Do mesmo modo que em Helfand e Levine (2004), foram criadas unidades representativas para cada tamanho de estabelecimento, por tipo de apropriação, para cada região analisada. Adicionalmente, as unidades representativas foram separadas segundo utilização das terras (lavoura permanente, lavoura temporária e pecuária e criação de outros animais) em cada região. Delimitaram-se seis regiões, refletindo a configuração produtiva da agropecuária brasileira e seus biomas: 1) Amazônia Legal (exclusive o estado do Mato Grosso) e Meio Norte; 2) Agreste e Zona da Mata; 3) Planalto Central, representando principalmente a região de cerrado; 4) Meridional; 5) Faixa Atlântica sudestina, compreendendo toda região original de Mata Atlântica do Sudeste brasileiro; e 6) Sertão.

Conforme adiantado, as unidades (estabelecimentos) representativas dizem respeito às mesorregiões de cada uma das seis regiões. Desta forma, são utilizadas informações das 137 mesorregiões brasileiras, segundo tipo apropriação (proprietário, arrendatário, assentado, parceiro e ocupante) e classes de área total do estabelecimento agropecuário, agregadas em três formas de utilização da terra em cada região. Após remoção de *outliers* e *missings*, o conjunto de informações abrangeu 8.084.271 estabelecimentos agropecuários agregados em 20.369 unidades representativas, uma média de 397 estabelecimentos por unidade representativa.

Para garantir maior homogeneidade entre as unidades de análise (uma hipótese intrínseca a abordagem DEA), e tendo em vista a heterogeneidade produtiva, demográfica, climática, bem como acesso a instituições, conforme discutido na Introdução, fez-se uso de grupos eficiência para composição do produto de cada região para a estimação dos escores de eficiência no primeiro estágio. Assim, foram estimados escores de eficiência de cada região para cada uma das formas de utilização da terra. Como são seis o número de regiões delimitadas e três as formas

de utilização da terra, foram, portanto, estimados 18 grupos de eficiência no primeiro estágio.

No segundo estágio os escores das unidades representativas não eficientes são regredidos via modelo de regressão truncada, as estimativas daquelas sendo os escores corrigidos para heterogeneidade produtiva relativamente as variáveis explicadas. Por fim, são tomados os escores médios de eficiência para cada uma das dez classes de área total bem como seus coeficientes de variação, a fim de analisar evolução do desempenho produtivo a diferentes níveis de tamanho do estabelecimento agropecuário e heterogeneidade deste no interior de cada classe de área total.

Considerando ser o Censo Agropecuário a mesma fonte do estudo de Helfand e Levine (2004) e que o número de variáveis de interesse relativamente ao problema colocado resta praticamente inalterado entre os Censos Agropecuários de 1995/1996 e 2006, as variáveis utilizadas como produto e insumo para o cálculo dos escores de eficiência não diferem de forma importante daquele. A principal alteração é a exclusão da variável *proxy* para estoque de capital na produção animal, estoque de cabeças de gado. Em que pese ser esta uma variável de interesse argumenta-se que variáveis de fluxo são mais indicadas para o cálculo dos escores de eficiência produtiva (primeiro estágio), devendo as variáveis ambientais e de estoque serem introduzidas como determinantes (segundo estágio), como prática recorrente na literatura. Destarte, a variável número de tratores no estabelecimento foi mantida no estudo, porém como determinante de eficiência produtiva, haja vista a distribuição do ativo entre os estabelecimentos agropecuários independentemente do cultivar. Nas regiões do Planalto Central e Meridional, por exemplo, o número médio desta variável entre as unidades representativas são 0,27 e 0,25, respectivamente, um valor expressivo.

Para o cálculo dos escores de eficiência produtiva (primeiro estágio), portanto, foram definidas como variáveis de insumo: área colhida (ou utilizada, no caso da pecuária e criação de outros animais); pessoal ocupado, discriminando-se a presença de trabalho de menor de 14 anos como meio adulto equivalente, em conformidade com a literatura; e despesa realizada não remuneradora de fator produtivo. Nesta última estão incluídas assim 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, energia elétrica e combustível, excluindo-se, por exemplo, aquelas referentes a salários, juros, aluguéis, armazenamento e pagamentos de impostos. Como variável produto, por outro lado, como comumente utilizado, faz-se uso do valor da produção do estabelecimento agropecuário no ano. A não ser pela qualificação das variáveis em consideração todas são clássicas na investigação da heterogeneidade produtiva segundo o tamanho do estabelecimento.

Destaque-se, contudo, que a variável dependente ‘valor da produção’ pode ser vista como inapropriada à análise da relação aqui analisada, já que o valor monetário reflete imperfeições regionais do mercado via preço percebido. Por outro lado, embora represente uma limitação, este não é percebido, em geral, pela literatura sobre tamanho e desempenho produtivo como importante entrave a análise haja vista a característica de tomador de preço para *commodities* agropecuárias.

Passando ao segundo estágio, os determinantes da eficiência produtiva, além da variável-chave área total dos estabelecimentos e dos controles para condição do produtor e número de tratores no estabelecimento, duas variáveis são introduzidas: número de estabelecimentos agropecuários que receberam financiamento e número de estabelecimentos que investiram. Por se tratarem de variáveis altamente correlacionadas, entretanto, são ajustados dois modelos, cada qual com uma delas. É de se esperar que estas variáveis desempenhem um importante papel para o aumento da eficiência produtiva do estabelecimento principalmente no médio e longo prazo, conforme amplamente documentado. No curto prazo, entretanto, a relação pode ser ambígua, principalmente para o investimento já que sua maturação pode levar tempo maior. De todo modo, sua inclusão à análise de curto prazo (como no presente caso) se justifica por um simples motivo: identificar se aqueles que obtêm financiamento e investem são os que mais necessitam e qual o comportamento entre as regiões, segundo condição do produtor e cultivo, razão pela qual se sustenta sua manutenção. Deveras, mais importante do que a obtenção ou não do financiamento está o seu valor e representa, portanto, uma limitação do presente estudo.

A Tabela 1 exhibe as principais estatísticas descritivas das unidades representativas utilizadas no primeiro e segundo estágios deste estudo. Destas verificam-se alguns padrões bem conhecidos da distribuição espacial da atividade agropecuária brasileira, relativamente a terra e cultivo, principalmente. As maiores

divergências encontram-se entre as regiões de Agreste e Zona da Mata e o Planalto Central. Enquanto a primeira possui o maior número total e de pequenos estabelecimentos agropecuários, a região de cerrado, ao contrário, possui o menor número daqueles. Verificam-se ainda nestas regiões o menor e a maior proporção de área colhida/utilizada e número de estabelecimentos que obtiveram financiamento, respectivamente. O cultivo de lavoura temporária é predominante na região Meridional, enquanto a pecuária e criação de outros animais é a principal atividade econômica da agropecuária na região do Planalto Central, ao lado da lavoura temporária.

A região de Faixa Atlântica sudestina concentra em média o maior número de pessoas ocupadas, a exceção para pecuária e criação de outros animais, ao contrário da região amazônica. Pelo lado da despesa realizada não remuneradora de fator produtivo, tem-se outro resultado esperado, a julgar pela dinâmica produtiva e o custo de oportunidade: as regiões de cerrado e de mata atlântica realizaram as maiores despesas com aqueles fatores no ano de 2006.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas das unidades representativas utilizadas no primeiro e segundo estágio após remoção de *outliers* e *missings*

1º estágio	<i>Lavoura Permanente</i>						<i>Pecuária</i>						<i>Lavoura Temporária</i>					
	AMAZ	AGRE	SERT	ATLA	MERID	CERR	AMAZ	AGRE	SERT	ATLA	MERID	CERR	AMAZ	AGRE	SERT	ATLA	MERID	CERR
<i>Valor da produção</i>																		
Mediana	1.44	4.04	2.23	4.87	2.13	1.16	5.67	3.63	5.94	11.04	13.42	14.96	4.64	3.00	2.48	4.19	10.40	5.46
Média	7.98	32.30	32.51	76.70	25.42	26.15	27.10	24.57	25.83	86.86	42.86	76.33	31.05	135.51	28.67	309.19	149.71	315.14
Coef. Variação	5.94	3.34	6.23	4.72	4.82	7.08	3.85	3.69	5.46	6.02	2.33	2.69	6.18	9.73	10.47	6.75	5.78	4.53
Máximo	1262	1778	4776	8482	1809	3616	1749	1550	3314	16401	1474	2711	5419	27511	6931	34901	20963	20970
<i>Área colhida</i>																		
Mediana	0.33	0.44	0.42	0.80	0.32	0.26	8.40	2.09	3.00	4.74	2.90	16.90	3.98	3.74	4.75	2.65	5.98	3.79
Média	2.18	6.80	5.94	12.10	2.20	3.14	110.06	48.93	55.09	73.07	59.61	172.21	20.03	58.84	17.44	92.85	83.60	182.86
Coef. Variação	5.86	5.42	12.79	4.68	4.06	5.91	4.30	3.85	3.43	3.61	3.30	3.02	5.21	8.90	6.84	6.22	4.09	3.57
Máximo	307	689	2569	1207	95	372	7510	2478	2016	4786	2031	5016	2705	11311	2930	8772	6355	7191
<i>Pessoal ocupado</i>																		
Mediana	0.72	0.94	0.76	1.34	0.44	0.37	2.33	1.97	2.76	1.61	1.57	1.94	2.24	1.81	1.66	0.88	1.69	1.09
Média	1.08	1.64	2.16	3.01	1.10	1.06	5.24	2.80	5.05	2.30	2.06	2.38	2.79	7.64	2.46	7.47	3.82	5.21
Coef. Variação	2.16	2.56	4.46	3.04	1.82	3.72	2.87	1.59	1.49	1.10	0.81	0.73	1.34	6.46	2.51	6.50	5.96	7.56
Máximo	56	64	224	163	55	76	307	101	113	36	16	22	69	934	155	970	503	828
<i>Despesa bem não fator</i>																		
Mediana	0.13	0.20	0.20	1.33	0.34	0.28	0.94	0.67	1.00	2.56	2.75	3.18	0.34	0.38	0.25	0.71	2.62	1.09
Média	1.98	3.73	6.18	32.86	4.21	8.34	3.75	8.11	4.42	17.71	8.53	16.74	10.56	155.20	65.33	102.31	56.69	218.28
Coef. Variação	25.30	9.35	8.77	9.80	4.84	5.76	3.49	11.55	7.14	7.75	2.14	4.99	11.31	18.15	31.67	8.72	4.95	7.65
Máximo	1808	850	1095	8698	340	668	197	2226	974	4535	200	1683	3210	79728	78918	18840	5387	40910

Continua...

Continuação...

2º estágio	<i>Lavoura Permanente</i>						<i>Pecuária</i>						<i>Lavoura Temporária</i>					
	AMAZ	AGRE	SERT	ATLA	MERID	CERR	AMAZ	AGRE	SERT	ATLA	MERID	CERR	AMAZ	AGRE	SERT	ATLA	MERID	CERR
<i>Área total</i>																		
Mediana	1.92	1.33	1.52	2.58	1.72	2.51	8.40	2.09	3.00	4.74	2.90	16.90	2.52	2.12	2.67	2.55	3.83	3.76
Média	27.48	34.14	25.77	40.21	20.89	27.39	110.06	48.93	55.09	73.07	59.61	172.21	45.16	98.70	25.30	123.24	96.92	176.64
Coef. Variação	5.13	6.69	6.94	4.56	8.10	3.88	4.30	3.85	3.43	3.61	3.30	3.02	5.14	7.74	5.68	6.15	4.42	3.70
Máximo	2411	4179	2951	2733	1790	1341	7510	2478	2016	4786	2031	5016	4602	15240	3117	12912	6330	6783
<i>Número de tratores</i>																		
Mediana	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.05	0.00
Média	0.01	0.02	0.03	0.20	0.07	0.06	0.04	0.04	0.03	0.14	0.11	0.16	0.04	0.14	0.04	0.33	0.49	0.57
Coef. Variação	10.78	5.77	9.24	3.72	4.98	6.01	4.75	3.35	4.17	2.61	2.20	2.25	7.81	8.84	9.70	6.10	2.89	3.03
Máximo	1.65	2.18	8.24	14.75	5.72	6.76	1.66	1.07	1.42	5.32	2.38	2.78	6.33	21.83	8.11	56.75	20.16	21.00
<i>Número de observações</i>	1310	752	1186	1446	1040	575	1125	679	1273	1405	1211	797	1453	860	1465	1595	1410	787

Fonte: Elaboração própria.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Produtividade média

Previamente a apresentação dos resultados cumpre analisar de forma exploratória o comportamento da produtividade relativa dos fatores terra e trabalho, segundo classe de área, em cada uma das regiões brasileiras. Os resultados, apresentados na Tabela 2, são consistentes com a literatura internacional e nacional (MASTERSON, 2007; HELFAND; LEVINE, 2004), ao demonstrar tendência decrescente no fator terra e crescente no fator trabalho, comportamento este ilustrado na Figura 1.

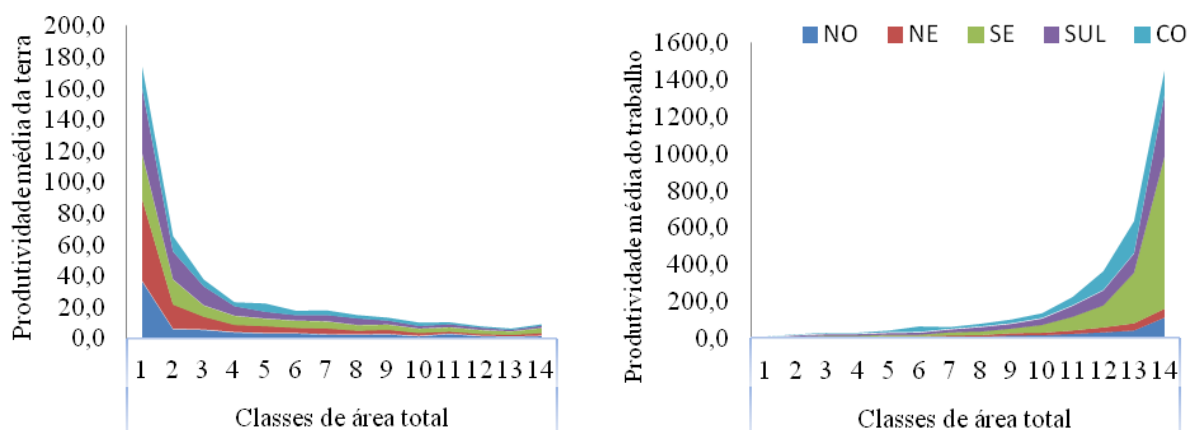
Pelo lado do valor do produto médio por hectare, verifica-se uma relação negativa, que é tanto mais forte quanto menor a classe de área, refletindo o uso intensivo por pequenos produtores do fator de produção escasso. Neste sentido, destacam-se as regiões Nordeste e Sul para as quais a produtividade média da terra é elevada nas primeiras classes de área. Para classes intermediárias e superiores, por outro, a região Sudeste sustenta os mais elevados níveis de produtividade da terra.

Tabela 2 – Valor do produto médio por hectare e unidade de trabalho (em milhares de R\$), segundo classe de área, nas regiões brasileiras em 2006.

Classes de área	Terra (área utilizada)					Trabalho (pessoal ocupado)				
	NO	NE	SE	SUL	CO	NO	NE	SE	SUL	CO
Mais de 0 a menos de 0,5 ha	36,8	52,5	28,9	41,8	13,7	1,7	1,7	2,2	2,3	1,1
De 0,5 a menos de 1 ha	6,2	15,8	16,1	17,8	10,0	2,9	4,7	5,7	5,7	2,7
De 1 a menos de 2 ha	5,7	8,4	7,3	12,2	4,5	4,5	5,7	7,2	8,2	3,7
De 2 a menos de 3 ha	4,1	4,9	5,9	6,1	2,6	4,2	5,7	7,7	8,8	3,8
De 3 a menos de 4 ha	3,5	4,7	4,9	4,4	5,4	5,2	7,6	10,0	9,6	9,4
De 4 a menos de 5 ha	3,4	3,6	4,7	3,5	2,9	5,7	7,1	10,6	11,2	29,6
De 5 a menos de 10 ha	2,7	4,0	4,6	4,1	3,1	6,7	9,5	19,7	15,4	9,4
De 10 a menos de 20 ha	2,6	2,6	3,6	4,4	2,2	7,6	10,1	22,9	23,7	14,0
De 20 a menos de 50 ha	2,8	3,0	3,4	2,6	1,9	15,3	13,2	27,6	25,5	20,1
De 50 a menos de 100 ha	1,6	2,1	2,8	1,8	2,3	16,3	14,8	44,8	34,3	25,3
De 100 a menos de 200 ha	3,1	1,6	2,8	2,0	1,4	24,2	19,2	76,7	59,3	44,8
De 200 a menos de 1000 ha	1,7	1,5	2,6	1,6	1,0	32,1	27,7	122,0	80,7	101,4
De 1000 a menos de 2500 ha	1,3	1,3	2,3	1,1	1,0	42,1	40,0	276,7	103,6	172,4
De 2500 ha e mais	1,7	2,0	3,2	1,6	1,0	112,1	48,8	827,8	333,6	132,2
<i>Coef. Tendência</i>	<i>-1,24</i>	<i>-2,01</i>	<i>-1,24</i>	<i>-1,85</i>	<i>-0,71</i>	<i>5,14</i>	<i>2,96</i>	<i>33,98</i>	<i>14,43</i>	<i>10,53</i>

Fonte: Resultados da pesquisa.

Chama atenção este resultado pois Helfand e Moreira (2012) identificam a escassez de terra e a baixa produtividade como principais responsáveis pela condição de pobreza entre agricultores familiares, em detrimento dos demais, nas regiões Nordeste e Sul. Na primeira, mais da metade dos estabelecimentos agropecuários possuíam até três hectares, configurando o desafio de produzir muito com pouco. Ademais, apesar dos avanços no acesso a instituições financeiras o mercado de terras não caminha para um equilíbrio competitivo na maioria das regiões, reforçando o problema do minifúndio para o desenvolvimento socioeconômico e remontando ao debate da necessidade de melhoramento da fronteira de possibilidades dos produtores rurais sujeitos a uma indisponibilidade de terras de cada vez maior como é o caso da maioria das regiões. Estes resultados levam a crer ainda que o custo de oportunidade de se produzir no Sudeste, por exemplo, região com importante mercado consumidor e canais de distribuição, faz com que o preço do hectare se valorize de forma importante independentemente da área total do estabelecimento agropecuário, de modo que a produtividade média por hectare se sustenta em níveis elevados relativamente às demais regiões.



Resultado da pesquisa.

Figura 1 - Valor acumulado do produto médio por hectare e unidade de trabalho (em milhares de R\$), segundo classe de área, nas regiões brasileiras em 2006.

A produtividade do trabalho, por outro lado, é maior nos grandes estabelecimentos agropecuários onde custo de oportunidade do trabalho é maior. Nas

regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste verificam-se os maiores níveis de produtividade do trabalho entre médios e grandes estabelecimentos, consistentemente com o esperado. Entre pequenos estabelecimentos, em oposição, a produtividade do trabalho encontra seu menor nível na região Centro-Oeste, um resultado que não chega a ser surpreendente já que naquela região apenas pouco mais de 10% dos estabelecimentos possuíam até três hectares em 2006.

Tanto terra quanto trabalho são utilizados como insumos para o cálculo da eficiência produtiva do estabelecimento representativo da mesorregião. Assim, o comportamento da produtividade de cada um dos fatores deve ser considerado na análise. Destaque-se, contudo, que trata-se de produtividade média do fator produtivo, e não relativa às demais unidades de comparação - produtividade é diferente de eficiência produtiva, conforme ressaltado -, portanto, é de se esperar que uma grande heterogeneidade produtiva dentro do grupo em análise faça com que os resultados divirjam daqueles para a produtividade média.

4.2. Detecção de outliers e retornos à escala

Fazendo uso da ‘regra de bolso’ de Sampaio de Sousa e Stosic (2005) de identificar como *outlier* toda observação que resultar de *leverage* maior que 0,02, foram excluídas da amostra apenas 30 estabelecimentos representativos, um número muito pequeno em relação ao universo de mais de vinte mil observações. O número de *outliers* identificados por região e utilização da terra é apresentado entre parênteses na Tabela 3. O procedimento foi realizado uma única vez para cada grupo de eficiência, a fim de não se incorrer em qualquer tipo de ‘garimpagem de dados’.

Para todos os grupos de eficiência foi rejeitada a hipótese de retornos constantes na circunstância de distribuição binomial. Adicionalmente, função de fronteira de produção sob retornos constantes é gerada apenas em caso de utilização das terras para pecuária e criação de outros animais e, para as regiões Agreste e Zona da Mata e Sertões, em caso de lavoura temporária. Para os casos em que a função de possibilidades sob retornos constantes é admitida, o número de testes com resultados favoráveis aquela é superior aos favoráveis a retornos variáveis, revelando que a discrepância entre retornos constantes e variáveis não é significativa, pois a estatística de teste tende a se concentrar próximo a 1.

Tabela 3 – Resultados para teste de retorno e número de *outliers*.

<i>Região</i>	Lavoura Permanente	Lavoura Permanente	Pecuária e criação de outros animais
Amazônia Legal (exclusive MT) e Meio Norte	VRS (0)	VRS (3)	CRS (5)
Agreste e Zona da Mata	VRS (0)	CRS (3)	CRS (3)
Planalto Central	VRS (0)	VRS (4)	CRS (2)
Meridional	VRS (0)	VRS (4)	CRS (2)
Faixa Atlântica	VRS (0)	VRS (0)	CRS (0)
Sertão	VRS (0)	CRS (2)	CRS (2)

Resultados da pesquisa.

Este resultado reforça o alerta de Almeida (2007) relativamente ao pressuposto teórico em vários modelos de que a agricultura seria um setor em que operariam retornos constantes de escala. Para as regiões selecionadas, apenas em duas não se admite retornos variáveis à escala para lavoura temporária ou permanente, suscitando questionamento desta tese.

4.3. Eficiência produtiva

Os resultados para identificação da eficiência produtiva das unidades representativas, a partir de classes de área total, segundo apropriação e utilização das terras, para cada região, tanto do primeiro estágio quanto após sua correção, são apresentados na Tabela 4. Destaque-se que estes valores tratam-se da eficiência produtiva média dos estabelecimentos representativos das suas mesorregiões para cada forma de utilização da terra, embora possa ser de interesse a identificação destas últimas, o que tornaria a análise mais rica. Uma análise no âmbito da mesorregião exigiria a consideração do número total destas vezes o número de formas de utilização da terra, ou seja, de até 111 grupos de eficiência - tendo-se em conta que a região com maior número de mesorregiões, a Meridional, possui 37 unidades. Assim, sob o entendimento de que a investigação para grandes regiões são indicadores adequados para a análise do comportamento da eficiência produtiva com respeito à

área total do estabelecimento, orientando possível política de reordenamento fundiário, procedeu-se os cálculos dos escores de eficiência produtiva de cada região.

Tabela 4 – Escores de eficiência média, segundo classe de área, nas regiões brasileiras em 2006.

<i>Lavoura Temporária</i>												
<i>Classe de área total</i>	1º estágio						2º estágio					
	AMAZ	AGRES	SERT	ATL	CERR	MERI	AMAZ	AGRES	SERT	ATL	CERR	MERI
Mais de 0 a menos de 1 ha	0.16	0.12	0.12	0.05	0.12	0.21	0.12	0.12	0.12	0.04	0.04	0.18
	0.14	0.12	0.09	0.07	0.19	0.13	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.01
De 1 a menos de 3 ha	0.16	0.15	0.12	0.06	0.08	0.23	0.12	0.12	0.11	0.04	0.04	0.18
	0.14	0.14	0.09	0.09	0.16	0.14	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.01
De 3 a menos de 5 ha	0.14	0.13	0.13	0.06	0.06	0.23	0.12	0.12	0.11	0.04	0.04	0.18
	0.15	0.08	0.09	0.08	0.11	0.12	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.01
De 5 a menos de 10 ha	0.15	0.16	0.16	0.07	0.05	0.19	0.12	0.12	0.12	0.04	0.04	0.18
	0.14	0.13	0.12	0.10	0.08	0.08	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.01
De 10 a menos de 20 ha	0.19	0.15	0.20	0.07	0.06	0.17	0.12	0.12	0.13	0.04	0.04	0.18
	0.17	0.10	0.16	0.10	0.14	0.06	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.01
De 20 a menos de 50 ha	0.19	0.21	0.24	0.07	0.04	0.16	0.12	0.12	0.14	0.04	0.04	0.18
	0.17	0.17	0.16	0.12	0.03	0.09	0.01	0.01	0.02	0.00	0.00	0.01
De 50 a menos de 100 ha	0.15	0.22	0.26	0.06	0.05	0.15	0.13	0.13	0.16	0.04	0.05	0.18
	0.10	0.17	0.17	0.11	0.08	0.11	0.01	0.01	0.03	0.00	0.01	0.01
De 100 a menos de 200 ha	0.20	0.30	0.31	0.05	0.05	0.16	0.14	0.13	0.20	0.05	0.05	0.18
	0.18	0.25	0.22	0.04	0.02	0.09	0.02	0.01	0.09	0.00	0.01	0.01
De 200 a menos de 1000 ha	0.23	0.28	0.42	0.09	0.11	0.18	0.19	0.14	0.51	0.06	0.09	0.17
	0.18	0.20	0.23	0.13	0.06	0.11	0.06	0.02	0.28	0.01	0.03	0.01
De 1000 ha e mais	0.38	0.26	0.52	0.37	0.34	0.29	0.46	0.31	0.72	0.43	0.47	0.24
	0.17	0.12	0.28	0.25	0.17	0.14	0.19	0.12	0.20	0.36	0.24	0.13

Lavoura Permanente

<i>Classe de área total</i>	1º estágio						2º estágio					
	AMAZ	AGRES	SERT	ATL	CERR	MERI	AMAZ	AGRES	SERT	ATL	CERR	MERI
Mais de 0 a menos de 1 ha	-	0.01	0.08	-	-	0.06	-	0.01	0.03	-	-	0.05
	-	0.05	0.16	-	-	0.10	-	0.002	0.004	-	-	0.004
De 1 a menos de 3 ha	-	0.02	0.06	0.03	-	0.08	-	0.01	0.03	0.02	-	0.05
	-	0.08	0.11	0.04	-	0.11	-	0.002	0.004	0.003	-	0.006
De 3 a menos de 5 ha	-	0.04	0.06	0.03	-	0.07	-	0.01	0.03	0.03	-	0.05
	-	0.10	0.10	0.06	-	0.08	-	0.016	0.004	0.004	-	0.009
De 5 a menos de 10 ha	-	0.04	0.06	0.04	-	0.09	-	0.01	0.03	0.03	-	0.05
	-	0.09	0.10	0.06	-	0.11	-	0.003	0.005	0.008	-	0.013
De 10 a menos de 20 ha	-	0.11	0.12	0.10	-	0.13	-	0.01	0.03	0.03	-	0.06
	-	0.20	0.19	0.18	-	0.13	-	0.004	0.01	0.01	-	0.02
De 20 a menos de 50 ha	0.08	0.08	0.13	0.09	-	0.10	0.04	0.04	0.04	0.04	-	0.07
	0.13	0.16	0.17	0.10	-	0.16	0.02	0.17	0.05	0.03	-	0.04
De 50 a menos de 100 ha	0.06	0.06	0.15	0.12	0.38	0.17	0.04	0.02	0.09	0.08	0.31	0.08
	0.07	0.07	0.20	0.09	0.26	0.20	0.01	0.02	0.18	0.10	0.34	0.07
De 100 a menos de 200 ha	0.08	0.08	0.19	0.16	0.16	0.19	0.04	0.03	0.18	0.13	0.26	0.15
	0.13	0.07	0.15	0.14	0.17	0.24	0.03	0.03	0.28	0.16	0.27	0.28
De 200 a menos de 1000 ha	0.06	0.05	0.14	0.29	0.32	0.16	0.04	0.04	0.51	0.42	0.52	0.06
	0.08	0.06	0.12	0.18	0.22	0.25	0.03	0.05	0.41	0.39	0.34	0.02
De 1000 ha e mais	0.09	0.30	0.24	0.36	0.25	0.44	0.07	0.46	0.29	0.47	0.60	0.21
	0.09	0.30	0.16	0.27	0.00	0.44	0.02	0.49	0.11	0.37	0.00	0.09

Pecuária e criação de outros animais

Classe de área total	1º estágio						2º estágio					
	AMAZ	AGRES	SERT	ATL	CERR	MERI	AMAZ	AGRES	SERT	ATL	CERR	MERI
Mais de 0 a menos de 1 ha	0.20	0.16	0.06	0.08	0.16	0.12	0.12	0.09	0.04	0.04	0.10	0.08
	0.14	0.17	0.09	0.12	0.15	0.13	0.03	0.02	0.01	0.01	0.10	0.01
De 1 a menos de 3 ha	0.15	0.09	0.05	0.06	0.11	0.10	0.11	0.09	0.04	0.04	0.09	0.08
	0.14	0.10	0.05	0.11	0.10	0.12	0.03	0.02	0.01	0.01	0.02	0.02
De 3 a menos de 5 ha	0.14	0.13	0.06	0.05	0.10	0.10	0.11	0.08	0.04	0.04	0.09	0.08
	0.13	0.19	0.08	0.08	0.12	0.08	0.02	0.02	0.01	0.01	0.02	0.02
De 5 a menos de 10 ha	0.11	0.12	0.06	0.05	0.11	0.10	0.10	0.08	0.04	0.04	0.10	0.08
	0.11	0.14	0.10	0.06	0.12	0.08	0.02	0.02	0.01	0.01	0.02	0.02
De 10 a menos de 20 ha	0.10	0.09	0.06	0.04	0.12	0.10	0.10	0.09	0.04	0.04	0.09	0.09
	0.10	0.10	0.08	0.03	0.13	0.06	0.02	0.02	0.01	0.01	0.02	0.02
De 20 a menos de 50 ha	0.11	0.10	0.07	0.05	0.13	0.13	0.10	0.10	0.05	0.04	0.10	0.09
	0.12	0.09	0.10	0.07	0.11	0.11	0.02	0.03	0.01	0.01	0.02	0.02
De 50 a menos de 100 ha	0.11	0.14	0.07	0.06	0.14	0.14	0.10	0.10	0.05	0.04	0.11	0.10
	0.09	0.20	0.12	0.05	0.13	0.08	0.02	0.04	0.01	0.01	0.02	0.02
De 100 a menos de 200 ha	0.12	0.15	0.07	0.07	0.15	0.19	0.11	0.10	0.05	0.05	0.13	0.12
	0.08	0.13	0.11	0.11	0.10	0.12	0.02	0.04	0.01	0.01	0.03	0.03
De 200 a menos de 1000 ha	0.18	0.20	0.08	0.08	0.25	0.22	0.13	0.15	0.06	0.06	0.18	0.21
	0.13	0.16	0.10	0.06	0.17	0.13	0.05	0.04	0.02	0.01	0.06	0.08
De 1000 ha e mais	0.27	0.28	0.13	0.12	0.34	0.28	0.26	0.27	0.11	0.12	0.41	0.33
	0.12	0.19	0.07	0.08	0.19	0.14	0.11	0.21	0.03	0.06	0.17	0.15

Resultados da pesquisa.

Indicando o desvio-padrão abaixo de cada escore calculado, se aquele apresenta pequena magnitude, um baixo escore de eficiência produtiva média está associado a um baixo desempenho dos estabelecimentos situados naquela classe de área total. Isso quer dizer que os estabelecimentos não fazem melhor uso dos recursos disponíveis relativamente aos seus pares – no caso, outros estabelecimentos situados na mesma classe de área total naquela região para igual composição do produto. Caso o desvio-padrão seja elevado, ou, mais apropriadamente, o coeficiente de variação, significa dizer que algumas unidades representativas possuem desempenho produtivo discrepante dos pares, enviesando a média.

Argumenta-se aqui que um controle para grupos de área total e utilização da terra, segundo apropriação, pode representar um bom ajuste para diminuir heterogeneidades de grandes regiões. De fato, os resultados dos escores corrigidos apontam ser este um bom controle principalmente para pequenos e médios estabelecimentos que fazem uso da terra para cultivo de lavoura temporária e pecuária e criação de outros animais, indistintamente da região analisada, verificando-se uma homogeneidade no desempenho produtivo destes estabelecimentos. No que se refere aos estabelecimentos que utilizam a terra para lavoura permanente, por outro lado, observa-se, em geral, elevado coeficiente de variância para todas as classes de área total, revelando não ser o escore de eficiência médio uma medida confiável. Adicionalmente, as funções de produção eficiente deste cultivo em duas regiões, Amazônia e Planalto Central, são geradas a partir de elevado patamar de área total do estabelecimento, 21 e 58 hectares, respectivamente.

Em cerca da metade das regiões analisadas verifica-se, entre os maiores estabelecimentos (mais de 1000 ha), forte presença de heterogeneidade de desempenho produtivo, considerando coeficiente de variação superior 0,5 como nível crítico, o que pode ser considerado de moderado rigor. Quando se analisa estabelecimentos de classe de área total adjacente (200 a 1000 ha), contudo, essa característica desaparece em praticamente todas as regiões, com exceção para lavoura permanente, permitindo uma adequada comparação de desempenho produtivo entre os estabelecimentos das primeiras nove classes de área total, tanto para lavoura temporária quanto para pecuária e criação de outros animais.

Em geral, se observa um comportamento bem definido para os escores de eficiência produtiva em todas as regiões analisadas. No caso da pecuária e criação de

outros animais, observa-se uma redução dos escores de eficiência médio, por vezes de forma contínua, como é o caso das regiões Sertão e Agreste e Zona da Mata, à medida que se avança entre as classes de área total, seguido de aumentos dos escores de eficiência, em geral, a partir da classe entre 10 e 20 hectares. Mesmo movimento se observa no caso de lavoura temporária, porém a partir de área menor, a exceção da região Meridional para a qual se observa um U invertido. Para esta região, por outro lado, e para a Faixa Atlântica sudestina, aumentos da área dos estabelecimentos estão associados continuamente a aumentos de eficiência, o primeiro no caso de pecuária, o segundo no caso de lavoura temporária.

A partir dos escores de eficiência corrigidos observa-se, portanto, a rejeição da hipótese de que o desempenho de pequenos estabelecimentos seja superior relativamente aos demais. Segundo os resultados, todos os estabelecimentos com área maior ou igual a 10 hectares, e, dependendo o caso, até mesmo menos que isso, independentemente da forma de utilização da terra, seriam mais eficientes que os demais, em geral, com aumentos de eficiência quanto maior a área total.

4.4. Determinantes da eficiência

Calculados os escores de eficiência produtiva, o próximo passo consiste em atestar estatisticamente os resultados encontrados para a relação entre os escores e o tamanho do estabelecimento agropecuário, bem como outros determinantes daqueles. Uma hipótese bastante razoável testada por Helfand e Levine (2004) é a de que a relação entre estas duas variáveis pode assumir uma forma não linear - o que foi confirmado na aplicação dos autores à região Centro-Oeste. Recorre-se ao mesmo procedimento aqui ao introduzir um termo quadrático da área do estabelecimento como determinante da eficiência. Adicionalmente aos controles para condição do produtor e número de tratores, são introduzidos ainda à regressão, como determinantes produtivos, o acesso a financiamento e a realização de investimento no ano.

Destaque-se que as regressões estimadas, apresentadas na Tabela 5, possuem como variável dependente o nível de ineficiência (inverso da eficiência) em acordo com o algoritmo #1 de Simar e Wilson (2007). Ademais, a fim de garantir

convergência, foi aplicado logaritmo natural sobre os escores. Assim, um sinal positivo do coeficiente estimado denota um aumento de ineficiência!

Tabela 5 – Determinantes da eficiência produtiva dos estabelecimentos agropecuários nas regiões brasileiras em 2006.

	Lavoura Temporária					
	AMAZ	AGRES	SERT	ATLAN	CERRA	MERID
<i>Tamanho do estabelecimento</i>						
Área	-0.00087*** (0.0003)	-0.00022 (0.0004)	-0.00277** (0.0012)	-0.00067** (0.0003)	-0.00145*** (0.0003)	0.00021 (0.0002)
Área ²	1.64E-07 (1.50E-07)	1.40E-08 (7.750E-08)	1.46E-06 (1.56E-06)	3.76E-08 (3.41E-08)	2.53E-07*** (4.92E-08)	-7.68E-08 (5.13E-08)
<i>Número financiamento obtido</i>	-0.00716 (0.0117)	0.03175** (0.0149)	0.04455*** (0.0155)	0.00966 (0.0124)	0.08098*** (0.0238)	-0.00444 (0.0382)
<i>Número de tratores</i>	-0.18492** (0.0725)	-0.03467 (0.1041)	-0.40838 (0.3490)	-0.05898 (0.0472)	-0.12019* (0.0702)	-0.02895 (0.0192)
<i>Condição do produtor</i>						
Proprietário	-0.05437 (0.0533)	-0.26282*** (0.0690)	-0.25995*** (0.0487)	0.02219*** (0.0572)	0.02949 (0.1043)	0.11702*** (0.0374)
Assentado	0.03733 (0.0667)	-0.21077** (0.0848)	0.00165 (0.0586)	-0.00893 (0.1058)	0.26155** (0.1260)	0.06005 (0.0562)
Arrendatário	0.04012 (0.0640)	-0.11952* (0.0692)	-0.36560*** (0.0573)	-0.11950* (0.0688)	0.01751 (0.1249)	0.02760 (0.0413)
Parceiro	0.29533*** (0.07494)	-0.13129 (0.0841)	-0.00365 (0.0491)	-0.09987 (0.0767)	-0.04587 (0.1745)	-0.06520 (0.0442)

Lavoura Permanente

	AMAZ	AGRES	SERT	ATLAN	CERRA	MERID
<i>Tamanho do estabelecimento</i>						
Área	0.0002 (0.001)	-0.0024 (0.003)	-0.0029* (0.002)	-0.0040*** (0.001)	-0.0030 (0.001)	-0.0001 (0.001)
Área ²	-2.91E-07 (4.88E-07)	4.87E-07 (2.40E-06)	7.89E-07 (1.09E-06)	1.42E-06** (6.01E-07)	1.30E-06 (0.00001)	-5.27E-07 (1.34E-06)
<i>Número financiamento obtido</i>						
	-0.8000 (0.190)	0.1811*** (0.0578)	0.1169 (0.0141)	-0.0137 (0.0121)	-0.0373 (2.4694)	-0.0127 (0.0348)
<i>Número de tratores</i>						
	-1.0220* (0.560)	-2.9503*** (0.848)	-2.2357*** (0.589)	-0.9192*** (0.0900)	-1.6619* (0.9959)	-0.7180*** (0.1508)
<i>Condição do produtor</i>						
Proprietário	0.1304 (0.215)	-0.6628*** (0.189)	-0.1650 (0.189)	0.1889* (0.114)	15.3007* (0.114)	-0.1576* (0.093)
Assentado	-0.1855 (0.408)	-0.3431 (0.210)	0.4628 (0.193)	-0.0076 (0.225)		-0.0478 (0.134)
Arrendatário	-0.0303 (0.371)	-0.7940*** (0.219)	-0.3234* (0.188)	-0.1842 (0.119)	15.6922* (9.2229)	-0.2157** (0.110)
Parceiro	-0.9125** (0.460)	-0.1415 (0.460)	0.5947 (0.174)	-0.1079 (0.133)		-0.812 (0.126)

Pecuária e criação de outros animais

	AMAZ	AGRES	SERT	ATLAN	CERRA	MERID
<i>Tamanho do estabelecimento</i>						
Área	0.00004 (0.0003)	0.00139 (0.0011)	0.00023 (0.0004)	-0.00052** (0.0002)	-0.00074** (0.0003)	-0.00172*** (0.0006)
Área ²	-1.72E-08 (8.28E-08)	-6.21E-07 (4.63E-07)	-1.88E-07 (1.86E-07)	1.16E-07 (1.03E-07)	1.73E-07** (7.27E-08)	8.53E-07*** (3.32E-07)
<i>Número financiamento obtido</i>	0.02307*** (0.0045)	0.13103*** (0.0261)	0.03597*** (0.0075)	0.02001*** (0.0063)	0.00173 (0.0057)	-0.02548*** (0.0088)
<i>Número de tratores</i>	-0.71967*** (0.2707)	-1.08457 (0.7453)	-0.85622*** (0.3263)	-0.30518*** (0.1060)	-0.56904*** (0.2167)	-0.57627*** (0.2056)
<i>Condição do produtor</i>						
Proprietário	-0.44068*** (0.0648)	-0.54318*** (0.1077)	-0.23837*** (0.0499)	-0.24414*** (0.0600)	-0.10354 (0.0758)	-0.20352*** (0.0660)
Assentado	0.12313* (0.0724)	0.31437*** (0.1034)	0.10922* (0.0579)	0.06116 (0.1061)	0.19076** (0.0835)	0.32053*** (0.0886)
Arrendatário	-0.21683** (0.0993)	-0.28957*** (0.1100)	-0.36909*** (0.0679)	-0.4630*** (0.0736)	-0.34968*** (0.0884)	-0.32118*** (0.0729)
Parceiro	-0.03152 (0.0943)	-0.07700 (0.1344)	-0.11172** (0.0533)	-0.21477** (0.0922)	-0.21402* (0.1114)	-0.18528** (0.0820)

Resultado da pesquisa.

Obs. Relativo a condição de ocupante.

*** significativo a 1%, ** significativo a 5%, * significativo a 10%.

Os resultados indicam de forma consistente que aumentos da área total dos estabelecimentos estão associados a maior eficiência produtiva. Ao nível de significância de 10%, este resultado é válido para todas as regiões analisadas, excetuando-se a região Agreste e Zona da Mata, concluindo-se pela importância deste fator para o desenvolvimento produtivo da agropecuária. A região Sertão apresentou o maior coeficiente em valor absoluto evidenciando mais uma vez a relevância do ativo na promoção do desempenho produtivo da agropecuária, retomando a discussão do excesso de demanda por terra. A relação quadrática entre área total e eficiência produtiva foi atestada para três regiões – Meridional, para pecuária e criação de outros animais, Faixa Atlântica sudestina, para lavoura permanente, e Planalto Central, tanto para pecuária quanto para lavoura temporária. Nesta última, o ponto de inflexão se dá entre 5,2 e 8,7 mil hectares. Não é possível, contudo, estabelecer uma relação direta com o resultado de Helfand e Levine (2004), haja vista que a dimensão geográfica utilizada é diferente.

Naquelas regiões nos quais a condição do produtor relativo às terras é de arrendatário ou proprietário se observa melhor uso dos recursos disponíveis, o que é um resultado esperado. A condição de assentado e ocupante do produtor, quando significativa, está associada a baixos níveis de eficiência produtiva. Assim, apesar dos entraves impostos pela legislação brasileira, conforme exposto por Alston *et al.* (1999), e, por consequência, do baixo desenvolvimento do mercado de arrendamento de terras no Brasil, observa-se impacto positivo significativo da condição de arrendatário sobre o desempenho da agropecuária.

Os resultados para apropriação asseveram aqueles encontrados por Helfand e Levine (2004) para o Centro-Oeste, a não ser pela da troca de posições entre proprietário e arrendatário como principal fator de impacto positivo, em algumas ocasiões.

O impacto de curto prazo do acesso ao financiamento sobre o desempenho da agropecuária, tendo-se em conta que sua obtenção é no mesmo ano que as demais variáveis são computadas, mostrou-se significativa para praticamente todas as regiões sob utilização de terras para pecuária ou lavoura temporária. Contudo, apenas na região Meridional impacto foi positivo. Este mesmo comportamento foi identificado ainda com relação ao investimento realizado pelo estabelecimento no ano (não exibido).

Estes resultados para acesso a financiamento e investimento no ano revelam que, em geral, os estabelecimentos que mais recorrem ao financiamento e investimento são aqueles mais precisam fazê-lo a fim de melhorar seu processo produtivo, seja através de aumento de área, reestruturação do emprego da mão de obra ou canais de distribuição, por exemplo. Na região Meridional, por outro lado, a utilização de financiamentos e investimentos produtivos é realizada por estabelecimentos com melhor desempenho, relativamente aos seus pares.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A fim de avaliar o argumento de que pequenos estabelecimentos são mais eficientes, orientando, portanto, um reordenamento fundiário, este estudo analisou a heterogeneidade produtiva dos estabelecimentos agropecuários das regiões brasileiras através da desagregação em grupos de área total e utilização da terra, segundo apropriação, a partir de escores de eficiência produtiva. Os resultados da investigação apontam para uma rejeição daquela hipótese em todas as regiões analisadas e a reafirmação do fator terra como importante componente do desempenho agropecuário, depreendendo-se a partir destes um questionamento elementar: tendo-se em conta a evidência do impacto negativo da concentração de terras sobre o bem-estar, é possível pensar numa igualdade distributiva a partir de classes de área total intermediária ou superiores? Para a qual a resposta que parece mais apropriada é: sim, é possível, porém pouco provável. A escassez de terras em algumas regiões, constituindo grave entrave ao desenvolvimento produtivo agropecuário e a saída da condição de pobreza, e a forte demanda de produtores sem terra, aliado ao grande contingente de famílias em pequenos estabelecimentos, imporia classes de eficiência produtiva em patamar inferior aos atuais em caso de desconcentração da posse de terra. Esse resultado, apesar de inclusivo, possui resultado incerto relativamente ao desempenho atual das classes de área. Por oposição, a apropriação de indivíduos antes sem-terra aumentaria a desigualdade fundiária, contribuindo, segundo as evidências, para uma menor produtividade e crescimento econômico. Assim, para que o questionamento obtenha uma resposta realizável nas condições colocadas, seria necessário um deslocamento de parcela dos

produtores para atividades não extensivas em terra, assim como dos demandantes sem-terra, o que não parece ser uma hipótese razoável no curto prazo.

Outro ponto a ressaltar, e essa é possivelmente a principal conclusão e recomendação deste estudo, a partir dos resultados encontrados, é a necessidade de metodologias criteriosas para uma correta identificação e instrumentalização de política de reordenamento fundiário com vistas ao aumento de produtividade e redução da pobreza, papel este, acredita-se, cumprido neste estudo. De fato, salvo por questões humanitárias, não é coerente corrigir imperfeições do mercado de terra através de políticas que causem ainda mais distorções. Parece, entretanto, não ser esta a orientação seguida em diversos países, já que experiências mal sucedidas de reordenamento fundiário podem ser facilmente encontradas. Deveras uma extensão natural do apresentado neste estudo é o controle para mesorregião, ou outra unidade geográfica determinada, preferencialmente, a partir de análise espacial. Outra possibilidade é a realização de teste de robustez via modelo de fronteira estocástica. Se seguidos estes passos com critério e sensatez, resultados confiáveis estarão assegurados.

A discussão sobre o reordenamento fundiário - parte de outra maior, a questão agrária -, está longe da definitiva solução. Contudo, embora seja considerada marginalmente pelas autoridades e até mesmo por alguns setores da academia, a sua compreensão é de grande importância a fim de possibilitar meios de retirar da condição de pobreza milhões de famílias rurais em todo o mundo, asseverando-lhes direitos elementares como segurança alimentar e trabalho. Os resultados aqui encontrados revelam uma configuração dificilmente revertível, independentemente do controle: em geral, o desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários, principalmente médios e pequenos, está longe do ideal, como reflexo das imperfeições do mercado de crédito, estrutura fundiária, mercado de trabalho, legislação, incerteza. Toda política que promova o aumento da produtividade e eficiência produtiva, estabeleça regras democráticas transparentes e permita do desenvolvimento social, independentemente do canal de distribuição da política, é muito positiva. Há muito que se fazer pelo desenvolvimento agrícola, e não é essa uma questão trivial.

REFERÊNCIAS

ALI, M; BYERLEE, D. Economic Efficiency of Small Farmers in a Changing World: A Survey of Recent Evidence. **Journal of International Development**, v. 3, n. 1, p. 1-27, 1991.

ALMEIDA, E. S. **Lei de Verdoorn local para a agricultura**. Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia da ANPEC, Recife, 2007.

ALSTON, L. J.; LIBECAP, G.D; MUELLER, B. **Titles, conflict, and land use: the development of property rights and land reform on Brazilian Amazon frontier**. Ann Arbor: The University of Michigan Press, 1999. 227 p.

ALSTON, L.J.; MUELLER, B. **Property Rights, Land Conflict and Tenancy in Brazil**, 2010 (NBER Working Paper 15771).

ALVAREZ, A.; ARIAS, C.. Technical efficiency and farm size: a conditional analysis. **Agricultural Economics**, n. 241, p. 241-250, 2004.

AREAL, F.J.; BALCOMBE, K.; TIFFIN, R.. **Integrating spatial dependence into stochastic frontier analysis**, University Library of Munich, Germany, 2010 (Working Paper, n. 24961).

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.

_____. GHATAK., Can Unobserved Heterogeneity in Farmer Ability Explain the Inverse Relationship between Farm Size and Productivity? **Economics Letters**, n. 80, p. 189–94, 2003.

BALCOMBE, K.; FRASER, I.; LATRUFFE, L.; RAHMAN, M.; SMITH, L.. An application of the DEA double bootstrap to examine sources of efficiency in Bangladesh rice farming, **Applied Economics**, v. 40, n. 15, p. 1919-1925, 2008.

BANERJEE, A.V., IYER, L., History, institutions, and economic performance: the legacy of colonial land tenure systems in India. **American Economic Review**, v. 95, n.4, p. 1190-1213, 2005.

BANKER, R. D.; NATARAJAN, R. Evaluating contextual variables affecting productivity using data envelopment analysis. **Operations Research**, n. 56, p. 48–58, 2008.

BARDHAM, P.. Size productivity and returns to scale: An analysis of farm level data in Indian agriculture. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 6, p. 1370–1386, 1973.

BARRETT, C.B., On Price Risk and the Inverse Farm Size-Productivity Relationship. **Journal of Development Economics**, n. 51, p. 193–215, 1996.

_____. BELLEMARE, M.F., HOU, J.Y., Reconsidering Conventional Explanations of the Inverse Productivity-Size Relationship, **World Development**, v. 38, n. 1, p. 88-97, 2010.

BARROS, R. P. ; MENDONÇA, R. S. ; DELIBERALLI, P. ; LOPES, C. . Impactos da distribuição da terra sobre a eficiência agrícola e a pobreza no Nordeste. In: HENRIQUES, Ricardo. (Org.). **Desigualdade e Pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, p. 639-683, 2000.

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.; BURGUESS, R.. Land Reform, Poverty and Growth: Evidence from India, **Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 2, 389-430, 2000.

BHALA, S. S.; ROY, P.. Mis-Specification in Farm Productivity Analysis: The Role of Land Quality. **Oxford Economic Papers**, New Series, v. 40, n.1, p. 55-73, 1988

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.

BIRDSALL, N; LONDONO, J. L. Asset inequality matters: an assessment of the World Bank's approach to poverty reduction, **American Economic Review**, v. 87, n. 2, p. 32–37, 1997.

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.

COELLI, T.; RAO, D.S.P.; BATTESE, G.E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. Norwell: Kluwer Academic , 275 p. 1998.

DANIEL, L.P. **Eficiência na oferta de serviços públicos de saúde nos municípios dos estados do estado de Mato Grosso**. 2011. 82 p. Dissertação (Mestrado em Economia). Universidade de Federal de Viçosa.

DEININGER, K.; SQUIRE, L.. New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. *Journal of Developmental Economics*, 57: 257–85, 1998.

_____. OLINTO, P., Asset Distribution, Inequality, and Growth . **World Bank Policy Research**, 1999 (Working Paper n. 2375).

_____. JIN, S.; NAGARAJAN, H.K., Land Reforms, Poverty Reduction, and Economic Growth: Evidence from India, **Journal of Development Studies**, v. 45, n. 4, p. 496-52, 2009.

DELGADO, V. M. S. **Eficiência das escolas públicas de Minas Gerais: considerações acerca da qualidade a partir dos dados da Sica e do Simave** – Rio de Janeiro: BNDES, 2008. 144 p.

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.

FORT, R.. Land inequality and economic growth: a dynamic panel data approach, **Agricultural Economics**, 37, p. 159-165, 2007.

GILLIGAN, D. O.. Farm Size, Productivity, and Economic Efficiency: Accounting for Differences in Efficiency of Farms by Size in Honduras. **Anais...** American Agricultural Economics Association Annual Meeting, 1998.

GOMES, A. P.; BAPTISTA, A. J. M. S, Análise Envoltória de Dados: Conceitos e Modelos Básicos. In: SANTOS, M. L.; VIEIRA, W. C.; (Ed.). **Métodos Quantitativos em economia**. Viçosa: Editora UFV, p.121-160, 2004.

HANSSON, H. Are larger farms more efficient? : a farm study of the relationships between efficiency and size on specialized dairy farms in Sweden. **Agricultural and Food Science**. v.17, n. 4, p. 325-337, 2008.

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.

_____. MOREIRA, A.. Agricultura Familiar, Tamanho e Produtividade no Brasil: Uma Análise Regional. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia Administração e Sociologia Rural - SOBER, 2012, Vitória. **Anais...**, 2012.

HOFFMANN, R.; NEY, M. G. Evolução recente da estrutura fundiária e da propriedade rural no Brasil. In: GASQUES, J. G.; VIEIRA FILHO, J. E. R.; NAVARRO, Z. (Org.). **A agricultura brasileira: desempenho recente, desafios e perspectivas**. Brasília, DF: Ipea: Mapa, 2010.

IBGE. **Censo Agropecuário 2006**. Rio de Janeiro: IBGE, 2009. Disponível em: < www.ibge.gov.br >. Acesso em 15 de abril de 2012.

JEON, Y.D., KIM, Y.Y., Land Reform, Income Distribution, and Agricultural Production in Korea. **Economic Development and Cultural Change**: p. 253-268, 2000.

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

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

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

PIETTE, F.. **Les déterminants de la productivité agricole dans le nord-est du Brésil**: Une investigation sur la relation négative entre la productivité et la taille des fermes. Rapport de recherche, Université de Montréal, 2006.

RIOS, A. R.; SHIVELY, G. E.. Farm size and nonparametric efficiency measurements for coffee farms in Vietnam. **Anais...** American Agricultural Economics Association Annual Meeting, 2005.

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

SAMPAIO DE SOUZA, M.C.; CRIBARI-NETO F.; STOSIC, B. D.. Explaining DEA technical efficiency scores in an outlier corrected environment: the case of public services in Brazilian municipalities, **Brazilian Review of Econometrics**, v. 25, p. 289–315, 2005.

SAMPAIO DE SOUZA, M.C.; STOSIC, B. D.. Technical efficiency of the Brazilian municipalities: correcting nonparametric frontier measurements for outliers. **Journal of Productivity Analysis**, v. 24, n. 2, p. 157-181, 2005.

SCHMIDT, A.; MOREIRA, A.; HELFAND; S.; FONSECA, T.. Spatial stochastic frontier models: accounting for unobserved local determinants of inefficiency, **Journal of Productivity Analysis**, v. 31, n. 2, p. 101-112, 2009.

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.

SIMAR, L.; WILSON; P. W. Non-parametric test of returns to scale. *European Journal of Operational Research*. v. 139, p. 115-132, 2002.

_____. Estimation and Inference in Two-Stage, Semi-Parametric Models of Production Process. **Journal of Econometrics**, n. 136,p. 31-64, 2007.

_____. Two-stage DEA: caveat emptor. **Journal of Productivity Analysis**, v. 36, n. 2, p. 205–218, 2011.

SHARMA, K. R.; LEUNG, P.; ZALESKI, P. H.. Technical, allocative and economic efficiencies in swine production in Hawaii: a comparison of parametric and nonparametric approaches. **Agricultural Economics**. v.20, p. 23-35, 1999.

SOUZA, M. O.; SOUZA, G. S.; STAUB, R. B.. Influência de variáveis contextuais em medidas não-paramétricas de eficiência: uma aplicação com métodos de Reamostragem. **Pesquisa Operacional**, Rio de Janeiro, v. 29, 2009.

SRINIVASAN, T. N.. Farm Size and Productivity: Implications of Choice Under Uncertainty. **Sankhya** Series B, v. 34, Part 4: 409-418, 1972.

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

TOWNSEND, R., KIRSTEN, J., VINK, N.. Farm size, productivity and returns to scale in agriculture revisited: a case study of wine producers in South Africa. **Agricultural Economics**, v. 19, p. 175–180, 1998.

VAN ZYL, J.; BINSWANGER, H.; THIRTLE, C.. **The relationship between farm size and efficiency in South African agriculture**. Policy Research Working Paper 1548, The World Bank, 1995.

VERSCHELDE, M., VANDAMME, E., D'HAESE, M., RAYP, G. **Methodological innovations in estimating the (inverse) relationship between farm productivity and farm size in a developing economy: a case study of Burundi**, 2011.

VOLLRATH, D. Land distribution and international agricultural productivity. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 89, n.1, p. 202–216, 2007.

ANEXO

Procedimento adaptado sistematizado por Souza et. al. (2009) para o algoritmo #1 de Simar e Wilson (2007).

1. Para cada vetor de produção (x_i, y_i) , $i = 1, \dots, n$, calcule a medida de eficiência técnica, $\hat{\theta}_k$, como indicado pelas equações (1) e (2);
2. Através de método de máxima verossimilhança obtenha os estimativas dos parâmetros e erros-padrões da regressão normal truncada das medidas eficiência sobre as variáveis contextuais para cada unidade, z , usando $m < n$ quando $\hat{\theta}_i < 1$, ou seja, elimine as observações com eficiência unitária.
3. Repita os passos (3.1-3.4) L_1 vezes para obter os n conjuntos de repetições

$$bootstrap \theta_k = \{\hat{\theta}_{kb}^k\}_{b=1}^{L_1}$$

3.1 Obtenha ε_i da distribuição $N(0, \sigma^2)$ truncada, $\forall i = 1, \dots, n$.

3.2 Calcule $\theta_i^k = z_i \beta + \varepsilon_i$, $\forall i = 1, \dots, n$.

3.3 Calcule $x_{ib}^k = \left(\frac{\theta_i^k}{\theta_{kb}^k}\right) x_i$, $\forall i = 1, \dots, n$.

3.4 Calcule o estimador *bootstrap* $\hat{\theta}_{ib}^k$ de $\hat{\theta}_i$, $\forall i = 1, \dots, n$.

4. Calcule o estimador com viés corrigido $\tilde{\theta}_i$ a partir de Simon e Wilson (2000). Coletar as estimativas dos coeficientes e das variâncias dos resíduos na matriz em cada uma das L repetições.