# TAMANHO DO ESTABELECIMENTO E EFICIÊNCIA TÉCNICA NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA

**Carlos Otávio de Freitas**

Doutorando em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa (UFV).

**Erly Cardoso Teixeira**

Professor Titular do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV).

**Marcelo José Braga**

Professor Associado do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV).

**Resumo:** O objetivo desta pesquisa foi determinar a relação entre eficiência técnica e tamanho do estabelecimento, por meio do controle da heterogeneidade produtiva em relação às diferentes classes de área e níveis de eficiência no Brasil rural em 2006. Para tal, utilizou-se o método da Fronteira estocástica de produção para obter os escores de eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários brasileiros e o método de regressão quantílica para identificar os principais determinantes da eficiência técnica, considerando diferentes faixas de eficiência. Os dados utilizados referem-se a uma tabulação especial a partir dos microdados do Censo Agropecuário de 2006. Entre os resultados encontrados, ao utilizar a eficiência técnica das fazendas como uma medida de desempenho produtivo, identificou-se uma relação positiva e não linear entre tamanho e eficiência. Ademais, à medida que se considerou grupos de produtores mais eficientes, essa relação se tornou mais fraca, indicando que tais produtores estariam menos dependente do fator terra. Quanto aos determinantes da eficiência, o acesso à tecnologia de irrigação, assistência técnica, presença de unidade armazenadora na fazenda e associação em cooperativas foram as variáveis que mais contribuíram para elevar o desempenho produtivo, principalmente dos produtores menos eficientes.

**Palavras-chave:** Tamanho do estabelecimento, agropecuária, eficiência técnica, regressão quantílica

**Abstract:** The objective of this research was to determine the relationship between technical efficiency and farm size, by controlling the productive heterogeneity in relation to different area classes and efficiency levels in rural Brazil in 2006. To this end, we used the Stochastic Frontier Approach for estimate the technical efficiency scores and the quantile regression to identify the main determinants of technical efficiency considering different levels of efficiency. The data used refer to a special tabulation based on microdata from the agricultural census in 2006. Among the results, when used the technical efficiency of farms as a measure for production performance, was identified a positive and non-linear relationship between farm size and efficiency. Moreover, as it was considered more efficient producers groups, this relationship became weaker, indicating that these producers would be less dependent on the land factor. Regarding the determinants of efficiency, access to irrigation technology, technical assistance, presence of storage unit on the farm and membership in cooperatives were the variables that most contributed to raise the productive performance, especially the less efficient producers.

**Key-Words:** Farm size, agriculture, technical efficiency**,** quantile regression

**Área 11 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente**

**Classificação Jel: Q10, Q15**

# TAMANHO DO ESTABELECIMENTO E EFICIÊNCIA TÉCNICA NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA

# 1. Introdução

A maior parte dos estudos sobre a produtividade do setor agropecuário tem apontado para uma relação inversa entre tamanho da propriedade e produtividade[[1]](#footnote-1), o que poderia induzir a política de reordenamento fundiário no sentido de elevar o desempenho produtivo de todo o setor. Contudo, os resultados recentes encontrados têm sido contraditórios, principalmente quando levado em conta à omissão de variáveis relevantes quanto às características do produtor, referentes ao capital humano, físico e social dos estabelecimentos. Ademais, grande parte dos trabalhos utiliza medidas parciais de produtividade, consideradas insuficientes para investigar a importância do tamanho do estabelecimento e sua influência no desempenho produtivo.

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

Nesse contexto, verifica-se nos estudos sobre esse debate uma atenção especial na eficiência produtiva dos produtores como uma medida mais completa para representar o desempenho produtivo dos estabelecimentos. Segundo Lima (2006), entende-se por eficiência técnica o modo como uma combinação ótima de insumos é empregada no processo produtivo com o intuito de obter o produto máximo. Isto significa que esta eficiência trata da relação entre os insumos e o produto total final, logo, pode ser considerada uma medida de produtividade total.

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

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

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

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

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

Nesse sentido, o objetivo deste trabalho foi determinar a relação entre eficiência técnica e tamanho do estabelecimento, por meio do controle da heterogeneidade produtiva em relação às diferentes classes de área e níveis de eficiência no Brasil rural em 2006. Além disso, o estudo também permitiu identificar os principais determinantes do desempenho produtivo das propriedades quando diferentes faixas de eficiência são consideradas.

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

Este trabalho está estruturado em 4 seções, além desta introdução. Na seção seguinte, é feita uma revisão de diversos trabalhos acerca do tema. A seguir é apresentada a metodologia e a fonte dos dados utilizados para atender o objetivo proposto. Na seção 4 são apresentados e discutidos os resultados da pesquisa, e por fim, na seção 5, são expostas as conclusões deste trabalho.

**2. Revisão de Literatura**

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

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

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

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

O trabalho de Feder (1985) rejeita a hipótese de a falha no mercado de trabalho ser a maior responsável pela relação inversa entre produtividade e tamanho. Para o autor, enquanto o trabalho familiar for um recurso fixo em cada fazenda, se não houver falhas no mercado de capital e terra e cada fazenda atuar maximizando o lucro, as forças de mercado levariam a uma solução ótima. Esta solução implicaria que, considerando o funcionamento perfeito do mercado, cada família utilizaria os recursos o tanto que fosse necessário para manter uma produção ideal, que seria proporcional ao tamanho da família. Assim, a relação trabalho/terra seria a mesma entre as fazendas, e a produtividade não seria afetada pelo tamanho da propriedade. Entretanto, este cenário se altera quando assume a presença de falhas no mercado de crédito, pois o montante de capital disponível para cada família dependeria da quantidade de garantias (terras da propriedade) que elas pudessem oferecer.

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

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

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

A eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários também foi utilizada como medida de desempenho produtivo por Oliveira (2013) para verificar a relação entre produtividade e tamanho. Usando a técnica de Análise Envoltória de Dados - DEA (*Data Envelopment Analysis*) em dois estágios, o autor estimou os escores de eficiência produtiva desagregados para os diferentes uso da terra (lavoura permanente, lavoura temporária, e pecuária). Entre os resultados obtidos, rejeitou-se a hipótese de que os pequenos estabelecimentos possuem maior eficiência produtiva que os demais, evidenciando que a estrutura fundiária atual não favorece o desenvolvimento agrícola.

Assim, os resultados encontrados na literatura evidenciam que a relação entre produtividade e tamanho do estabelecimento ainda é um tema controverso. Ademais, verifica-se na literatura recente a utilização de medidas mais completas para representar o desempenho produtivo, como a eficiência técnica do estabelecimento, reduzindo a possibilidade de viés em favor das pequenas propriedades e outros erros de medida, o que poderia ocorrer com o uso de medidas parciais de produtividade.

**3. Metodologia**

A estratégia adotada para alcançar os objetivos propostos na pesquisa se baseia em dois procedimentos. O primeiro procedimento consiste no uso da técnica de *fronteira estocástica de produção*[[2]](#footnote-2) para obtenção dos níveis de eficiência dos estabelecimentos agropecuários brasileiros. Na segunda etapa da pesquisa, a técnica de *regressão quantílica[[3]](#footnote-3)* é utilizada para identificar o poder de explicação das variáveis[[4]](#footnote-4) entendidas como determinantes da eficiência técnica, considerando diferentes faixas de eficiência. A seguir os dois métodos são apresentados.

**3.1. Fronteira Estocástica de Produção**

O principal objetivo do modelo de fronteira estocástica é a estimação de uma função de produção, em que se espera obter a máxima produção a partir de uma combinação de fatores, em determinado nível tecnológico. Porém, nada garante que se esteja utilizando uma combinação eficiente de fatores que maximizem a produção, uma vez que podem existir ineficiências técnicas na utilização desses fatores. Isso implica que a unidade pode estar produzindo abaixo da fronteira máxima de produção (MARINHO; ATALIBA, 2001).

O primeiro passo para a aplicação empírica do método é definir a forma funcional da fronteira estocástica, conforme apontado por Coelli e Battese (1996). Existem várias formas funcionais utilizadas na aplicação da análise produtiva, contudo, segundo Hanley e Spash (1993), a Cobb-Douglas é preferível a outras formas, se houver três ou mais variáveis independentes no modelo, por incorrer em menor perda de graus de liberdade. Neste trabalho, optou-se por utilizar as despesas com insumos de forma desagregada, o que eleva consideravelmente o número de parâmetros a serem estimados para a fronteira de produção. Sendo assim, optou-se pela utilização da função Cobb-Douglas.

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

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

 (1)

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

 (2)

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

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

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

 (3)

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

Assim, a equação (4) apresenta a função fronteira estocástica de produção estimada nesta pesquisa:

 (4)

sendo ,

em que é o valor bruto da produção do município *i* na classe de área *j*; *area*  é a área total colhida e de pastagem; *trator* se refere ao número de tratores existentes no estabelecimento; *utf se*  refere à unidade de trabalho familiar; *utc se*  refere à unidade de trabalho contratado; *Dadubo*  representa as despesas da propriedade com adubo; *Dagrot*  representa as despesas da propriedade com agrotóxicos; *Dsement*  representa as despesas da propriedade com sementes; *Dmed*  representa as despesas da propriedade com medicamentos para animais; *Dsal ,* representa as despesas da propriedade com sal e rações; *Dtransp* representa as despesas da propriedade com transporte; *Denerg*  representa as despesas da propriedade com energia; *Demba*  representa as despesas da propriedade com embalagens; *Dcorret*  representa as despesas da propriedade com corretivos;  são *dummies* para representar os Estados brasileiros; são *dummies* para representar os grupos de área; e  representa o termo de erro composto.

Espera-se, inicialmente, encontrar uma relação positiva entre as variáveis explicativas e o valor bruto da produção, indicando uma relação diretamente proporcional entre o aumento dos fatores de produção e o aumento do valor da produção agropecuária. Contudo, não se descarta a possibilidade de encontrar algum sinal negativo para alguns coeficientes, principalmente com relação às variáveis representativas das despesas.

**3.2. Determinantes da eficiência técnica em diferentes faixas de eficiência**

Após a estimação dos escores de eficiência técnica pelo método da fronteira estocástica, o segundo estágio da análise consiste em identificar os principais fatores que influenciam a eficiência das unidades produtivas. Para tal, será utilizado o método de regressão quantílica[[5]](#footnote-5) para identificar os principais determinantes da eficiência técnica, considerando diferentes faixas de eficiência. Este método é viável, uma vez que, dependendo da dispersão e da heterogeneidade de uma amostra, o poder de explicação das variáveis independentes sobre a variável dependente pode ser distinto em diferentes pontos da distribuição da amostra analisada. Assim, a utilização de técnicas de estimações baseadas nos mínimos quadrados pode não ser a forma mais correta de obter os coeficientes de um modelo (QUINTELA, 2011).

Dessa forma, a equação estimada é dada por:

 (5)

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

Assim, a equação (5) foi estimada em cinco quantis (0,10; 0,25; 0,50; 0,75; 0,90), tendo como variável dependente a eficiência em cada faixa, ou quantil condicional, da distribuição dos erros da função estocástica (Equação 4).

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

 (6)

Quanto às variáveis representadas por *dummies*, o EMg deve ser interpretado como a resposta do *q-ésimo* quantil condicional da eficiência, à mudança *do j-ésimo* elemento do vetor X de variáveis independentes de zero para 1. Isso significa que, para as variáveis *dummies*, o efeito marginal é obtido pela diferença das probabilidades de X ser igual a 1 ou igual a zero, como descrito na equação

 (7)

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

 (8)

A estatística de Wald segue distribuição com q graus de liberdade, considerando q o número de hipóteses testadas conjuntamente ou com distribuição F, em que , com *q* graus de liberdade no numerador e *d* graus de liberdade no denominador (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

Deste modo, ao estimar a regressão (5) pela técnica de regressão quantílica, torna-se possível identificar, caso haja, o poder de determinação das variáveis explicativas em grupos da amostra diferenciados por faixas, ou quantis, de eficiência. Dessa forma, verifica-se como cada grupo responde às mudanças nessas variáveis, e não apenas o efeito em relação à média da amostra. Esta análise é interessante ao considerar que, dadas as particularidades de cada estado, região, ou classe de área, a eficiência estimada pode apresentar grande heterogeneidade produtiva. Além disso, esta análise ainda permite investigar se a relação entre o desempenho produtivo e o tamanho do estabelecimento sofre mudanças em cada nível de eficiência considerado.

Destaca-se ainda que a heterogeneidade das unidades produtivas foi considerada no processo de estimação. Nesse sentido, o método de reamostragem por *bootstrap*[[6]](#footnote-6) foi utilizado com intuito de fornecer maior confiabilidade nas inferências realizadas a partir dos resultados estatísticos estimados.

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

**3.3. Fonte e Tratamento dos Dados**

As informações sobre as variáveis utilizadas nesta pesquisa são provenientes do Censo Agropecuário de 2006, disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2014). Entretanto, a base de dados utilizada refere-se a uma tabulação especial a partir dos microdados do Censo, realizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA e coordenada pelo Professor Steven M. Helfand. Essa tabulação consistiu em organizar todos os dados de acordo com a classe de área dos estabelecimentos e condição do produtor, o que permitiu o uso de uma gama maior de variáveis neste trabalho, contribuindo para uma estimativa mais precisa da relação entre produtividade e tamanho do estabelecimento agropecuário[[7]](#footnote-7).

Assim como nos trabalhos de Helfand e Levine (2004) e Helfand (2012), foram criadas unidades representativas para cada tamanho do estabelecimento e condição do produtor em relação a terra, em cada município. Após a remoção de observações com valores *missings* e *outliers*, os estabelecimentos brasileiros foram agrupados em 16.607 unidades representativas. Estas unidades representativas foram obtidas pela divisão do valor total de determinada variável pelo número de estabelecimentos, em um grupo de área e município específico. Assim, em cada grupo de área pertencente a cada município, construiu-se uma unidade representativa. Este procedimento foi necessário, uma vez que não foi possível ter acesso direto aos microdados do censo agropecuário.

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

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

**4. Resultados e Discussão**

Nesta seção é feita a discussão dos principais resultados obtidos na pesquisa. Primeiramente são apresentados os resultados da função estocástica de produção estimada, bem como os escores de eficiência obtidos, para cada classe de área dos estabelecimentos. Em seguida, os determinantes da eficiência produtiva, incluindo a área total do estabelecimento agropecuário, são estimados para diferentes faixas de eficiência para verificar se há variação do poder de explicação destas variáveis de acordo com o desempenho produtivo da propriedade.

**4.1. Função fronteira estocástica de produção e eficiência produtiva**

A função fronteira estocástica de produção, *Stochastic Frontier Approach* (SFA), para as unidades representativas foi estimada por meio do método Máxima Verossimilhança, sendo a primeira etapa para obtenção do nível de eficiência dos estabelecimentos. A Tabela 1 apresenta os resultados das estimativas da função de produção estimada. É importante lembrar que, como todas as variáveis foram transformadas em logaritmo natural, o coeficiente estimado refere-se às elasticidades dos fatores, que devem ser interpretadas em termos percentuais.

Pelo resultado da estatística do teste de Wald apresentado na Tabela 1, rejeita-se a hipótese nula de insignificância conjunta das variáveis. Cabe ressaltar que o modelo foi estimado utilizando o procedimento de *bootstrap* para obtenção dos erros-padrão robustos, de forma a solucionar o problema da heterocedasticidade e garantindo, assim, maior robustez aos resultados.

Tabela 1 – Função Fronteira Estocástica de Produção.

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| **LnVBP** | **Coeficiente** | **Erro Padrão Robusto (bootstrap)** | **Estatística z** | **P-valor** |
| *Ln(Area)* | 0.167 | 0.022 | 7.450\* | 0.000 |
| *Ln(Trator)* | 0.030 | 0.004 | 7.010\* | 0.000 |
| *Ln(UTF)* | 0.970 | 0.160 | 6.050\* | 0.000 |
| *Ln(UTC)* | 0.063 | 0.004 | 14.140\* | 0.000 |
| *Ln(Dadubo)* | 0.121 | 0.008 | 15.150\* | 0.000 |
| *Ln(Dagrot)* | 0.100 | 0.007 | 13.670\* | 0.000 |
| *Ln(Dsement)* | -0.004 | 0.005 | -0.850NS | 0.395 |
| *Ln(Dmed)* | -0.043 | 0.014 | -3.120\* | 0.002 |
| *Ln(Dsal)* | 0.045 | 0.007 | 6.690\* | 0.000 |
| *Ln(Dtransp)* | 0.063 | 0.005 | 13.030\* | 0.000 |
| *Ln(Denerg)* | 0.134 | 0.009 | 15.710\* | 0.000 |
| *Ln(Demba)* | 0.034 | 0.003 | 9.790\* | 0.000 |
| *Ln(Dcorreti)* | 0.040 | 0.006 | 7.090\* | 0.000 |
| *Const.* | 6.902 | 0.087 | 79.160\* | 0.000 |
| *Usigma (Area)* | -0.799 | 0.027 | -29.660\* | 0.000 |
| *Vsigma* | -0.780 | 0.021 | -36.930\* | 0.000 |
| ***Lambda*** | **1.025** | - | - | - |
| *Wald Test* | 1.05e+06 |  | Prob > chi2 | 0.000 |
| *LFMV* | -20263.818 |  |  |  |
| ***Nº Obs*** | 16.607 |  |  |  |

Fonte: Resultados da pesquisa.

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

LFMV = Logaritmo da função de máxima verossimilhança.

Em relação aos coeficientes estimados, observa-se importante impacto da área na formação do VBP, apresentando a segunda maior elasticidade dos fatores de produção no modelo. O resultado encontrado indica que um aumento em 10% da área colhida média estaria relacionado com uma elevação de 1,67% no valor bruto da produção. Diversos trabalhos também identificaram a terra como um dos principais fatores na produção agrícola, encontrando altas elasticidades (FREIRE et al. (2012); KHAI e YABE (2011). Um das razões que explicam a terra como um dos principais insumos pode ser a insuficiência de tecnologia e infraestrutura moderna em algumas regiões, implicando uma agricultura ainda fundamentalmente dependente da terra.

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

Em relação ao fator trabalho, as elasticidades obtidas mostram que, quando considerado o trabalho contratado, o coeficiente estimado sugere que um aumento em 10% deste fator estaria associado a um valor do produto médio 0,6% maior. Já em relação à unidade de trabalho familiar, o impacto médio sobre o VBP foi maior, além de ter sido a maior elasticidade encontrada no modelo. Para esta variável, o resultado encontrado indica que uma elevação em 10% na unidade de trabalho familiar elevaria o valor da produção em 9,7%.

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

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

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

Após a estimação da fronteira estocástica de produção, foi obtida a eficiência técnica[[8]](#footnote-8) das unidades representativas. Como os escores de eficiência são calculados para cada unidade representativa, foram estimados 16.607 valores para eficiência. Sendo assim, para permitir uma melhor visualização, serão apresentadas as médias da eficiência técnica por região, considerando as distintas classes de área dos estabelecimentos agropecuários (Figura 1).

A partir da Figura 1 abaixo, observa-se, ao longo das classes de área mais elevadas, um comportamento definido para eficiência técnica, sendo maior para estabelecimentos com maior área. Para as fazendas representativas com área a partir de 10 ha, as regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul apresentam maiores níveis de produtividade (maior escore de eficiência) que as demais. Este padrão é observado até a penúltima classe de área, referente ao intervalo de 500 a 1000 ha. Para classe com área superior a 1000 ha, observa-se uma queda dos escores médios de eficiência técnica no Nordeste, Sudeste e Sul. Destaca-se também o desempenho da região Norte, que manteve um nível de produtividade relativamente próximo às demais em algumas classes de área, sendo superior nos menores estabelecimentos. Mendes (2010), ao analisar o crescimento da produtividade total dos fatores entre os anos 1970 e 2006, também identificou um bom desempenho para região, principalmente a partir de 1996, em que todos os estados do Norte, com exceção do Amapá, apresentaram taxas de crescimento da PTF maiores que a taxa nacional.

Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 1: Eficiência média das unidades representativas das regiões brasileiras em 2006.

Deste modo, pelos resultados apresentados, rejeita-se inicialmente a hipótese de existência de uma relação inversa entre o tamanho do estabelecimento e seu desempenho produtivo quando se utiliza uma medida de produtividade total ou eficiência técnica. Esta questão será analisada com mais detalhes na seção seguinte.

**4.2. Determinantes da eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários por níveis de eficiência**

Após obtidos os escores de eficiência, a técnica da regressão quantílica foi utilizada para verificar os determinantes da eficiência produtiva dos estabelecimentos representativos, considerando cinco quantis ou grupos de eficiência (0,10; 0,25; 0,50; 0,75; 0,90). É importante destacar que, além de identificar a relação entre as variáveis utilizadas e a eficiência produtiva, tais resultados permitem também verificar a variação do poder de determinação destas variáveis sobre o desempenho dos produtores para diferentes níveis de eficiência, representados por cada quantil da amostra. Os resultados são apresentados na Tabela 2.

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

Além da variável chave área total do estabelecimento, utilizada com o intuito de verificar estatisticamente a relação entre a produtividade e a área dos estabelecimentos, foi acrescentado um termo quadrático da área para averiguar estatisticamente a existência de uma relação não linear entre eficiência e tamanho.

Tabela 2 – Estimação dos determinantes da eficiência técnica das unidades representativas por níveis de eficiência.

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

Fonte: Resultados da pesquisa.

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

A partir dos resultados apresentados na Tabela 2, verifica-se uma relação positiva significativa entre a eficiência técnica e a área total dos estabelecimentos agropecuário, independentemente do nível de eficiência, ou quantil, analisado. O termo quadrático também foi estatisticamente significativo, com exceção do quantil 0,90, confirmando a relação não linear entre tamanho e produtividade. Isso significa dizer que um aumento na área dos estabelecimentos estaria diretamente associado a um aumento na eficiência, entretanto, a partir de um nível ótimo, essa relação se tornaria negativa. Outros trabalhos também encontraram um comportamento positivo entre estas variáveis, como os de Tauer e Mishara (2006), Alvares e Arias (2004), Gonçalves et al. (2008) e Kumbhakar et al. (1991). Além disso, o maior impacto da variável foi observado nos estabelecimentos menos produtivos, pertencentes aos quantis 0,10 e 0,25. Para esses produtores, um aumento em 10% na área total do estabelecimento poderia elevar a eficiência produtiva em 3,53% e 2,75%, respectivamente. Outro resultado interessante é que, à medida que o produtor alcança níveis mais elevados de eficiência produtiva, o impacto da área total é reduzido, indicando que este estabelecimento se torna menos dependente do fator terra.

Em relação ao financiamento total realizado (*financ*), ele foi estatisticamente significativo para todos os quantis, entretanto com relação positiva apenas nos quantis mais baixos, 0,10 , 0,25 e 0,50, mostrando a importância de aumentar a disponibilidade de crédito aos pequenos agricultores, relacionados a um nível mais baixo de eficiência. Já o sinal negativo encontrado para os estabelecimentos mais produtivos, embora não esperado, pode ser explicado pelo fato de esta variável representar apenas o efeito de curto prazo do financiamento.

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

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

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

Entre as variáveis utilizadas para identificar a contribuição do capital social para o desempenho produtivo dos estabelecimentos, o fato de a propriedade estar associada à cooperativa (*coop*) contribui para obtenção de maiores níveis de eficiência, principalmente para os estabelecimentos menos produtivos (quantis 0,10 e 0,25), que apresentaram uma eficiência 10% maior que os demais não associados. De fato, os pequenos produtores associados a cooperativas encontram maiores oportunidades de mercado, além de acesso à informação, tecnologia e serviços de extensão rural, contribuindo para elevação do desempenho produtivo. A importância da organização dos produtores em cooperativas também foi observada por Galawat e Yabe (2012) ao identificarem que os agricultores que aderiram a associações ou cooperativas, além de obter maior nível de eficiência, incorreram em menor perda de lucro.

O fato de o dirigente do estabelecimento morar em local urbano (*urbano*) foi importante apenas para os estabelecimentos de menor eficiência, apresentando uma relação negativa, de forma que, para os produtores pertencentes aos quantis 0,10 e 0,25, cujo dirigente reside em local urbano, a eficiência produtiva é cerca de 8,2% e 5% menor quando comparada aos estabelecimentos em que o dirigente reside no meio rural. Este resultado era esperado para os menores estabelecimentos, pois grande parte deles é referente à agricultura familiar, nos quais, como exposto por Guanziroli et al. (2001), o desempenho produtivo é mais dependente da força física de seus integrantes para realizar as tarefas agrícolas necessárias para produção, logo, o dirigente do estabelecimento participa diretamente da atividade.

Em relação à experiência dos dirigentes do estabelecimento (*exp10*), o coeficiente estimado foi estatisticamente significativo apenas para os quantis 0,75 e 0,90. Para estes estabelecimentos com melhor desempenho produtivo, produtores com mais de 10 anos no gerenciamento da propriedade foram mais produtivos do que aqueles com um período menor, indicando que a experiência permite que o produtor utilize os insumos de forma mais eficiente. Outros trabalhos também encontraram relação significativa e positiva entre eficiência produtiva e experiência, como aqueles desenvolvidos por Abdulai et al. (2013) e Oyewol (2009).

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

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

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

Em relação aos produtores arrendatários, observa-se os estabelecimentos de melhor desempenho, pertencentes aos quantis 0,5, 0,75 e 0,90 utilizaram os recursos disponíveis de forma mais eficiente que os proprietários. Helfand e Levine (2004) encontraram resultados semelhantes ao analisar a relação entre eficiência e tamanho da propriedade para a região Centro-Oeste. Um dos fatores que podem explicar a maior eficiência dos arrendatários em relação aos proprietários é a duração dos contratos, que na maioria são de curto prazo. Deste modo, o produtor arrendatário irá preferir realizar investimentos que aumentam o produto no curto prazo ao custo da produção futura. De acordo com Dudu (2006), este trade off ocorre quando existem investimentos que aumentaria a eficiência produtiva no longo prazo, mas que não são possíveis de serem realizados no curto prazo. O bom desempenho produtivo dos arrendatários também pode estar relacionado ao elevado montante investido por esses produtores, pois, como verificado por Miranda (2013) o qual, ao investigar a influência do direito de propriedade sobre os investimentos agropecuários, verificou que os produtores arrendatários e proprietários apresentaram maiores níveis de investimento, se comparados as demais condições do produtor em relação a terra.

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

**5. Considerações Finais**

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

Os resultados da eficiência técnica das unidades representativas, obtidos pela estimação da função fronteira estocástica de produção, indicaram que o nível de eficiência apresentou relação positiva com o tamanho dos estabelecimentos. Essa relação positiva entre o desempenho produtivo e tamanho do estabelecimento foi estatisticamente confirmada pela análise dos determinantes da eficiência. Entretanto, verificou-se que à medida que consideramos grupos de produtores mais eficientes, essa relação se torna mais fraca, indicando que tais produtores estariam menos dependente do fator terra.

Esse resultado fornece importantes implicações para as políticas de reordenamento fundiário, pois levanta a dúvida se a redistribuição de terras por si só seria suficiente para reduzir as desigualdades no meio rural. De acordo com as estimativas obtidas, talvez esse não seja o mecanismo mais efetivo, pois mesmo que haja produtores com propriedades relativamente grandes, se ele estiver utilizando-a de forma eficiente uma redução de suas terras levaria a um equilíbrio pior do que o apresentado pelo cenário de concentração fundiária. Essa análise reforça o argumento de que pode haver produtores eficientes de todos os tamanhos, e, neste caso, políticas públicas aplicadas sobre os determinantes da produtividade podem ser mais eficazes, e menos onerosas, para reduzir a desigualdade entre os pequenos e grandes estabelecimentos do que a reforma agrária.

Em relação às variáveis explicativas que determinam a eficiência produtiva das unidades representativas, observou-se que para os produtores menos eficientes, as variáveis que mais contribuíram para elevar o desempenho produtivo são relacionadas ao acesso à tecnologia de irrigação, assistência técnica, presença de unidade armazenadora na fazenda e à associação em cooperativas. Nesse sentido, torna-se importante a formulação de políticas públicas que favoreçam o aumento da oferta de tais recursos e serviços, principalmente para os pequenos agricultores. A maior disponibilidade de crédito e serviços de assistência técnica, por exemplo, poderia contribuir para um uso mais eficiente dos recursos disponíveis, aproximando a produção da propriedade à fronteira ótima de produção. Além disso, a formação de cooperativas por parte dos produtores deve também ser incentivada pelo governo, pois permite que os produtores menos eficientes tenham acesso facilitado a mercados e novas tecnologias, além de conseguir melhores termos de transação. Tais políticas seriam fundamentais para elevar o desempenho produtivo dos estabelecimentos agropecuários, bem como garantir maior equidade entre os pequenos e grandes produtores brasileiros.

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

**6. Referências Bibliográficas**

ABDULAI, S.; NKEGBE, P.K.; DONKOH, S.A. **Technical efficiency of maize production in Northern Ghana**. African Journal of Agricultural Research, Vol. 8, n.43, p.5251-5259, nov., 2013.

AIGNER, D.J.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, P. **Formulation and estimation of stochastic frontier production function models.** Journal of econometrics, Lausanne, v.6, n.1, p.21-37, jul. 1977.

ALMEIDA, P. N. A. **Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária brasileira em 2006**. Piracicaba, SP: Esalq, 2012. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, São Paulo.

ALVARES, A.; ARIAS, C. **Technical efficiency and farm size**: a conditional analysis. Agricultural economics, Malden, v.30, n.3, p.241-250, 2004.

BAGI, F.S. **Relationship between farm size and technical efficiency in west Tennessee agriculture**. Southern journal of agricultural economics, Griffin, v.14, n.2, p.139-144, jan. 1982.

BENJAMIN, D.**Can unobserved land quality explain the inverse productivity relationship?** Journal of Development Economics, n. 46, v.1, p. 51–84, 1995.

BERRY, R. A.; CLINE, W. R.. **Agrarian structure and productivity in developing countries.** Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1979.

BESLEY, T., Property Rights and Investment Incentives: Theory and Evidence from Ghana. **Journal of Political Economy**, v.103(5), p.903-937. 1995.

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

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

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

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

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

CONCEIÇÃO, J.C.P.R. da. **Fronteira de produção estocástica e eficiência técnica na**

**agricultura**. 1998. 108p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1998.

DEOLALIKAR, A. B. **The inverse relationship between productivity and farm size**: a test using regional data from India. American Journal of Agricultural Economic, v.63, n.2, p.275-279, 1981.

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

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

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

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.

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

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

MIRANDA, M. H. **A influência do direito de propriedade sobre os investimentos agropecuários no Brasil**. Viçosa, MG: UFV, 2013.Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa.

MOREIRA, A. R. B., HELFAND, S. M., FIGUEIREDO, A. M. R **Explicando as diferenças na produtividade agrícola no Brasil.** IPEA, Texto para discussão1.254, Rio de Janeiro, 2007.

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

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

OYEWOL, O**. Determinants of Maize Production among Maize Farmers in Ogbomoso South Local Government in Oyo State, Nigeria**. Agricultural Journal. Vol.4 , n.3, p.144-49, 2009.

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

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

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

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

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

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

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

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

1. Na próxima seção deste trabalho é feita uma revisão de diversos trabalhos sobre o tema, apresentando os argumentos utilizados pelos autores para justificar a relação encontrada. [↑](#footnote-ref-1)
2. Para maiores detalhes ver Coelli et al. (2005) e Hadley (2006). [↑](#footnote-ref-2)
3. Para maiores detalhes sobre o método ver Koenker e Basset (1978). [↑](#footnote-ref-3)
4. As variáveis utilizadas são apresentadas na próxima seção. [↑](#footnote-ref-4)
5. Para maiores detalhes sobre o método ver Koenker e Basset (1978). [↑](#footnote-ref-5)
6. Para mais detalhes sobre o procedimento, ver Song et al. (2012). [↑](#footnote-ref-6)
7. Os autores agradecem ao Ipea e, em especial, ao Prof. José Gustavo Feres, pela disponibilização dos dados para esta pesquisa. [↑](#footnote-ref-7)
8. É importante destacar que a eficiência técnica do estabelecimento agropecuário está situado no intervalo [0;1], sendo que zero representa completa ineficiência e 1, plena eficiência. [↑](#footnote-ref-8)