



Munich Personal RePEc Archive

## **Technical efficiency of agricultural households and business - regional differences in Brazil**

Imori, Denise and Guilhoto, Joaquim José Martins and Postali, Fernando Antonio Slaibe

University of São Paulo, University of São Paulo, University of São Paulo

2012

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/46954/>

MPRA Paper No. 46954, posted 14 May 2013 13:32 UTC

## EFICIÊNCIA TÉCNICA DAS AGROPECUÁRIAS FAMILIAR E PATRONAL – DIFERENÇAS REGIONAIS NO BRASIL

Denise Imori\*  
Joaquim José Martins Guilhoto\*§  
Fernando Antonio Slaibe Postali\*

### Resumo

Este trabalho tem como objetivo analisar a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários do Brasil e de suas regiões, utilizando como base os dados do Censo Agropecuário 2006. Mais especificamente, procura comparar as eficiências técnicas dos estabelecimentos rurais familiares em relação aos de caráter patronal, considerando-se as diferenças regionais no país. Para tanto, estimaram-se, sob diferentes hipóteses, fronteiras estocásticas de produção e, simultaneamente, modelos de efeitos de ineficiência. Com isso, foi possível mensurar as eficiências técnicas dos estabelecimentos rurais, bem como analisar as influências de fatores relacionados ao ambiente produtivo, permitindo a indicação de políticas públicas voltadas ao aperfeiçoamento do desempenho dos produtores. Nas estimações empíricas, observou-se menor eficiência técnica para os estabelecimentos familiares. Em termos regionais, destacou-se, no que concerne à eficiência técnica dos estabelecimentos patronais, a região Sul do país, a qual também apresentou, ao lado do Centro-Oeste, os índices mais elevados para os estabelecimentos familiares, em média. Quanto à influência do ambiente produtivo, obteve-se que a educação formal e o acesso a crédito sobressaem como importantes fatores para a eficiência técnica da agropecuária brasileira.

### Abstract

This paper aims to analyze the technical efficiency of farms in Brazil and its regions, based on the data from the 2006 Census of Agriculture. More specifically, it seeks to compare the technical efficiency of farm households in relation to business farms, considering the regional differences in the country. To do so, one simultaneously estimated, under different assumptions, stochastic production frontiers and inefficiency effects models. Thus, it was possible to measure the technical efficiency of farms, as well as analyze the influence of factors related to the production environment, allowing the indication of public policies aimed at improving the performance of producers. In the empirical estimation, it was observed, as expected, lower technical efficiency for farm households. In regional terms, with respect to the technical efficiency of business farms, the South region of Brazil stood out, also presenting, along with the Midwest region, the highest efficiency rates for farm household, on average. Regarding the influence of production environment, it was found that formal education and access to credit are noteworthy as important factors for the technical efficiency of Brazilian agriculture.

**Palavras-chave:** Censo agropecuário, Econometria, Economia agropecuária

**Keywords:** Census of agriculture, Econometrics, Agriculture economics

---

\* Departamento de Economia, FEA – Universidade de São Paulo

§ REAL –University of Illinois; Pesquisador do CNPq

## EFICIÊNCIA TÉCNICA DAS AGROPECUÁRIAS FAMILIAR E PATRONAL – DIFERENÇAS REGIONAIS NO BRASIL

### 1. Introdução

A agropecuária brasileira, apesar de sua modernização e conseqüente integração aos mercados (seja como fornecedora de insumos para a agroindústria ou como geradora de divisas cambiais), ainda é caracterizada pela pobreza que aflige número considerável de seus produtores. Entre esses, esperadamente são objeto de especial preocupação os de caráter familiar – produtores que ocupam áreas limitadas e frequentemente têm em sua reduzida escala um empecilho à participação no processo de modernização da agropecuária brasileira.

Ainda assim, para além de seus reconhecidos papéis histórico e social, a agropecuária familiar mostra-se importante também do ponto de vista econômico. Dessa maneira, a avaliação de seu desempenho produtivo torna-se premente. Com o propósito de aproveitar ao máximo os insumos disponíveis e a tecnologia existente, a atenção recai sobre a eficiência técnica desses produtores agropecuários. Partindo-se do pressuposto de que, à semelhança dos demais, são eles agentes econômicos preocupados com a otimização de seus ganhos, devem-se analisar os fatores exógenos que afetam seu desempenho produtivo, a fim de que se elaborem políticas públicas destinadas a minimizar as ineficiências existentes.

Outro ponto importante, ademais, é que em um país como o Brasil, caracterizado por um território vasto e diverso sob diferentes aspectos, seria esperado que o desempenho dos produtores agropecuários, sejam eles familiares ou não, seja marcado por desigualdades em nível regional – as condições objetivas de produção variam, por motivos diversos, intra e inter-regionalmente. Por isso, tal questão deve também ser considerada ao se avaliar a eficiência técnica da agropecuária no país.

### 1.2 Contextualização

Em 2005, de acordo com Helfand *et al* (2008), a proporção de pobres no Brasil rural atingia expressivos 46% – quase o dobro do nível de pobreza encontrado nacionalmente. Uma vez que a renda do trabalho representava 75% da renda total nas áreas rurais e tendo-se em vista a baixa probabilidade de que o crescimento de transferências, verificado nos últimos anos no país, seja sustentável, a fim de reduzir a pobreza e a desigualdade rural continuamente, a implicação essencial é que as políticas públicas deveriam visar ao crescimento pró-pobre das fontes de rendas rurais. Nesse contexto, mostram-se importantes as políticas que contribuam para a competitividade da agricultura familiar.<sup>1</sup>

Em um contexto em que recursos são, em geral, escassos e a oportunidade de desenvolver ou adotar melhores tecnologias é ainda limitada<sup>2</sup>, a economia agropecuária do

---

<sup>1</sup> Em 24 de julho de 2006 foi sancionada a Lei nº11.326, que estabelece as diretrizes para a formulação da Política Nacional da Agricultura Familiar e Empreendimentos Familiares, fornecendo, assim, o marco legal da agropecuária familiar. Segundo a Lei nº11.326, para que um agricultor ou empreendedor rural seja considerado familiar, os seguintes requisitos devem ser atendidos simultaneamente: a) Não detenha, a qualquer título, área superior a 4 módulos fiscais; b) Utilize predominantemente mão de obra da própria família nas atividades econômicas do seu estabelecimento ou empreendimento; c) Tenha renda familiar predominantemente originada de atividades econômicas vinculadas ao próprio estabelecimento ou empreendimento; e d) Dirija seu estabelecimento ou empreendimento com sua família. Dessa forma, seguindo o marco legal vigente no Brasil<sup>1</sup>, o presente trabalho utilizará a definição acima para a agropecuária familiar. Os demais estabelecimentos serão caracterizados como patronais.

<sup>2</sup> O crescimento da produtividade, como apontam Nishimizu e Page (1982), pode ser decomposto em mudança tecnológica e em eficiência técnica. Tal decomposição torna possível estudar as fontes do crescimento de produtividade sob diferentes perspectivas. Especificamente, enquanto a mudança tecnológica avalia o efeito sobre a produtividade da adoção de novas práticas de produção, a eficiência técnica pode ser interpretada como

país e, em especial, o alívio da pobreza rural poderiam beneficiar-se grandemente da análise acerca da eficiência técnica dos estabelecimentos rurais. A existência de níveis expressivos de ineficiência técnica sugeriria a existência de oportunidades para expandir a produção dos estabelecimentos utilizando-se o nível de insumos e a tecnologia já existentes.

Nesse contexto, o presente trabalho tem como objetivo central tratar da questão da eficiência técnica dos estabelecimentos rurais de caráter familiar. Tem-se que a agropecuária familiar brasileira, para além de tradicional papel na absorção de mão de obra e produção de alimentos, tem mais recentemente sido reconhecida como relevante complexo para a geração de riqueza, considerando-se não apenas a economia rural e regional, mas a do próprio país (GUILHOTO *et al*, 2010)<sup>3</sup>. Desse modo, a análise da eficiência técnica da agropecuária familiar é bastante oportuna, uma vez que, como aponta Abramovay (1997), seu dinamismo não depende de características supostamente “culturais” dos agricultores, mas dos mesmos fatores que afetam o desempenho dos produtores rurais em geral. Seguindo-se as indicações de Schultz (1980), considera-se de grande importância para os estabelecimentos rurais os incentivos e as possibilidades que os produtores têm para efetivar o potencial agropecuário. Trata-se, portanto, de um ponto economicamente importante que se estudem e avaliem meios pelos quais a eficiência da produção familiar possa ser fomentada.

Nisso, não se pode ignorar que os produtores agropecuários familiares inserem-se em um cenário pautado pela histórica concentração fundiária do Brasil (GUANZIROLI *et al*, 2001). Ilustrativa da persistência desse contexto é a constatação de que, em 2006, os estabelecimentos familiares correspondiam a aproximadamente 84,4% dos estabelecimentos no país, mas ocupavam apenas 24,3% de sua área agropecuária (IBGE, 2010). Tendo em vista tal contexto, o estudo das potencialidades da agropecuária familiar foi complementado pela análise conjunta da produção dos estabelecimentos patronais – assim, seguindo-se essa abordagem, a medida da eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários familiares terá seus resultados apresentados comparativamente aos de caráter patronal.

Conforme indica Coelli (1995), em concordância com Alves (2011), medidas parciais de produtividade, exemplarmente a quantidade de produção por área, apresentam uma séria deficiência na medida em que apenas consideram um insumo – no caso, a terra –, em detrimento de todos os demais, tais como trabalho, capital, combustíveis, fertilizantes, etc. Assim, o emprego dessas medidas na formulação de políticas públicas possivelmente resultaria na utilização excessiva dos insumos que não foram considerados na avaliação da eficiência (COELLI, 1995). Dessa maneira, como corroboram Alvarez e Arias (2004), medidas de produtividade total dos fatores, que são razões de agregados de produtos e insumos, seriam mais apropriadas para a comparação de desempenho entre os estabelecimentos. Com isso em vista, em detrimento de medidas parciais de produtividade, o presente trabalho empregou a metodologia das fronteiras estocásticas de produção – mais especificamente, tal como apresentada por Battese e Coelli (1995) – a fim de avaliar a

---

uma medida relativa de habilidade para uma dada tecnologia. Dessa maneira, a mudança tecnológica relaciona-se a investimentos em pesquisa e tecnologia, ao passo que ganhos de eficiência técnica são derivados de melhorias no processo de tomada de decisão, o qual está relacionado a diversas variáveis, incluindo, por exemplo, experiência e educação.

<sup>3</sup> De acordo com Guilhoto *et al* (2010), em 2006, o PIB do agronegócio brasileiro ultrapassou o valor de R\$ 675 bilhões (em valores de 2009), o que correspondeu a 24% do PIB total nacional. Desse valor, observou-se que mais 30% tiveram origem na produção de estabelecimentos familiares. Assim, conforme Guilhoto *et al* (2010), o complexo formado pela agricultura familiar, que inclui a produção das lavouras e criações administradas pela gerência familiar e dos setores que se relacionam com essas atividades rurais, representou, em 2006, cerca de 7% da economia brasileira em termos de valor adicionado.

existência de uma possível diferença de eficiência técnica entre estabelecimentos familiares e patronais no Brasil e em suas regiões.<sup>4</sup>

Um dos principais pontos positivos da metodologia de Battese e Coelli (1995), empregada no presente trabalho, é que ela permite avaliar, simultaneamente à estimação de uma fronteira de produção estocástica, possíveis variáveis exógenas explicativas da eficiência técnica dos produtores, no seu denominado “modelo de efeitos de ineficiência”. Como indicam Abdulai e Eberlin (2001), esse ponto é importante na medida em que a melhor compreensão dos fatores que possam estar associados à inabilidade dos produtores em atingir a fronteira eficiente de produção deve auxiliar o desenvolvimento de políticas públicas favoráveis à sua eficiência técnica.

Torna-se evidente a necessidade de se considerarem as diferenças regionais do Brasil na análise da eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários. Além das condições naturais, o território do país é heterogêneo por outros fatores, como aqueles relativos à ocupação histórica (BUAINAIN, 2007). Assim, ao se estudar o desempenho da agropecuária, tanto familiar quanto patronal, principalmente tendo-se em vista a própria natureza dessa atividade, devem-se considerar os problemas e as especificidades da diversidade regional brasileira. Esse é um ponto que o presente trabalho pretende ressaltar, investigando a eficiência de ambos os tipos de estabelecimentos agropecuários nas regiões brasileiras.

O presente trabalho procurou lidar ainda com uma questão que tem sido enfatizada pela literatura internacional acerca da eficiência técnica da agropecuária – especialmente por aquela voltada aos produtores familiares –, porém (de acordo com o que se tem conhecimento no momento desta redação) não abordado, até então, pelos estudos do caso brasileiro. Trata-se da incorporação das rendas obtidas pelos produtores agrícolas fora de seus próprios estabelecimentos como parte da valoração de sua produção. A justificativa para se considerar as rendas obtidas em atividades fora dos estabelecimentos como produto baseia-se primordialmente nos seguintes pontos (PAUL *et al*, 2004; CHAVAS *et al*, 2005; OLSON; VU, 2007): i) tais atividades utilizariam insumos comuns à produção rural e ii) afetariam o desempenho econômico dos produtores. Nesse contexto, de acordo com Guanziroli *et al* (2001) acerca do cenário brasileiro da agricultura familiar, a possibilidade de gerar renda fora da unidade de produção familiar é um fator que pode determinar a capacidade de acumulação e, assim, a viabilidade de qualquer sistema de produção.

Tendo-se em vista o que foi apresentado nesta Introdução, pode-se indicar, de maneira mais sucinta, que o presente trabalho tem a motivação de que o aprimoramento do dimensionamento da agropecuária brasileira, apontando-se suas potencialidades e limitações, é fundamental para a eficácia de políticas públicas e inovações institucionais. Assim, o objetivo geral é analisar a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários do Brasil, tendo como base os dados do Censo Agropecuário 2006, diferenciando os estabelecimentos familiares dos patronais e indicando fatores que podem explicar diferenças nos desempenhos produtivos.

Para tanto, o presente trabalho está assim organizado, para além da presente Introdução: a seção 2 apresenta a metodologia empregada na análise empírica, sendo seguida de uma revisão da literatura acerca da eficiência técnica da agropecuária, com ênfase em trabalhos acerca do caso brasileiro. A seção 3, por sua vez, explora a base de dados que foi empregada no presente trabalho. Os resultados são analisados na seção 4. São, então, apresentados comentários finais ao trabalho.

---

<sup>4</sup> Como apontam Alvarez e Arias (2004), uma vez que o produto potencial calculado estimando-se a fronteira estocástica de produção, o qual constitui o denominador do índice de eficiência técnica, pode ser interpretado como um agregado de insumos, tem-se que em um processo de um único produto – tal como considerado no presente trabalho – o índice de eficiência técnica pode ser interpretado como uma medida de produtividade total dos fatores.

## 2. Metodologia

Esta seção apresenta a metodologia empregada no presente trabalho para avaliar a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários no Brasil, bem como o efeito sobre ela exercido por fatores exógenos. Para uma apresentação mais completa da teoria microeconômica de produção e do desenvolvimento da metodologia de fronteiras estocásticas, refere-se a Kumbhakar e Lovell (2000).

### 2.1. Modelo de fronteiras estocásticas de produção

O modelo de fronteiras estocásticas de produção foi proposto de forma independente por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e por Meusen e van der Broeck (1977), na seguinte formulação:

$$Y_i = \exp(x_i\beta + V_i - U_i) \quad (1)$$

Na expressão acima,  $Y_i$  representa a produção da  $i$ -ésima firma,  $x_i$  é o vetor correspondente aos insumos,  $\beta$  é o vetor de parâmetros desconhecidos,  $V_i$  é um distúrbio aleatório simétrico que corresponde a ruído estatístico e  $U_i$  é uma variável aleatória não negativa associada à ineficiência técnica. O modelo definido acima é chamado de “função de fronteira estocástica” porque os valores de produção são delimitados superiormente pela variável estocástica  $\exp(x_i\beta + V_i)$ . Os distúrbios aleatórios  $V_i$  podem ser positivos ou negativos, de modo que a produção segundo a fronteira estocástica varia em relação à parte determinística do modelo,  $\exp(x_i\beta)$ .

Como indicam Queiroz e Postali (2010), a lógica econômica dessa modelagem residiria no fato de o processo de produção estar sujeito a dois distúrbios aleatórios economicamente distinguíveis,  $U_i$  e  $V_i$ . O termo  $U_i$  refletiria o pressuposto de que a produção de uma firma não pode estar acima do nível indicado por sua fronteira potencial de produção, dados os insumos empregados. Por sua vez, o distúrbio aleatório  $V_i$  indicaria que a fronteira de produção pode variar aleatoriamente entre firmas ou ao longo do tempo para uma mesma firma.

#### 2.1.1. Modelo de fronteiras estocásticas de produção com efeitos de ineficiência

Segundo Kumbhakar e Lovell (2000), a análise da eficiência produtiva deve ter dois componentes. O primeiro seria a estimação de uma fronteira de produção estocástica que serviria como referência para se avaliar a eficiência técnica do produtor. Assim, o objetivo desse primeiro componente seria analisar a eficiência com que os produtores utilizam seus insumos, sob algumas hipóteses acerca de seu comportamento. O outro componente enfatizado pelos autores e, mais recentemente, de forma ampla pela literatura acerca da produtividade, corresponde à inclusão de outro grupo de fatores na análise, os quais não são produtos ou insumos, mas afetam o desempenho do produtor. O objetivo desse componente seria associar a alteração no desempenho do produtor a variações em fatores que são exógenos à sua escolha e geralmente caracterizam o ambiente econômico em que ele opera. Cabe ressaltar que a inclusão desses fatores na análise permite que se analise o papel de políticas públicas relativas à eficiência técnica (IGLIORI, 2005).

Seguindo volume expressivo da literatura de trabalhos empíricos envolvendo fronteiras estocásticas de produção, o presente trabalho empregou a metodologia proposta por Battese e Coelli (1995). Assim sendo, descreve-se a seguir o modelo de fronteiras estocásticas

com efeitos de ineficiência tal como proposto no supracitado artigo. No entanto, aponte-se que o trabalho utilizou dados em *cross-section*, posta a indisponibilidade de dados do Censo Agropecuário especificados para agropecuária familiar para os demais anos em que a pesquisa foi publicada.

Os autores consideram a seguinte função de fronteira estocástica de produção para dados em painel:

$$Y_{it} = \exp(x_{it}\beta + V_{it} - U_{it}) \quad (2)$$

Na expressão acima,  $Y_{it}$  denota a produção da  $i$ -ésima firma ( $i=1, 2, \dots, N$ ) no  $t$ -ésimo período de tempo ( $t=1, 2, \dots, T$ ), não havendo necessidade de que haja um painel balanceado de dados, ou seja, não é necessário que todas as firmas sejam observadas nos  $T$  períodos.  $x_{it}$  é o vetor ( $1 \times k$ ) de insumos de produção, que pode incluir outras variáveis de controle.  $\beta$  é o vetor ( $k \times 1$ ) dos parâmetros da fronteira de produção a serem estimados. Assume-se que  $V_{it}$ s sejam distúrbios aleatórios i.i.d., tais que  $V_{it} \sim (0, \sigma_V^2)$ , e que sejam independentemente distribuídos dos termos  $U_{it}$ s. Por sua vez,  $U_{it}$ s são distúrbios aleatórios não negativos que representam as ineficiências técnicas de produção e que são assumidos como independentemente distribuídos. Assume-se que  $U_{it}$  seja obtido pela truncagem, em zero, de uma distribuição normal com média  $z_{it}\delta$  e variância  $\sigma^2$ , em que  $z_{it}$  é um vetor ( $1 \times m$ ) de variáveis explicativas das ineficiências técnicas e  $\delta$  é um vetor ( $m \times 1$ ) de parâmetros a serem estimados. Portanto, o efeito de ineficiência do modelo de fronteira estocástica,  $U_{it}$ , pode ser definido pela seguinte especificação:

$$U_{it} = z_{it}\delta + W_{it} \quad (3)$$

A variável aleatória  $W_{it}$  é definida pela truncagem de uma distribuição normal com média zero e variância desconhecida,  $\sigma^2$ , de modo que o ponto de truncagem é dado por  $-z_{it}\delta$ , ou seja,  $W_{it} \geq -z_{it}\delta$  e  $U_{it} \geq 0$ .

Battese e Coelli (1995) propõem a utilização do método de estimação por máxima verossimilhança para a obtenção simultânea dos parâmetros da fronteira estocástica ( $\beta$ ) e do modelo de efeitos de ineficiência ( $\delta$ ). Para tanto, é utilizada a parametrização de Battese e Corra (1977), que substituem  $\sigma_V^2$  e  $\sigma^2$  por  $\sigma_S^2 = \sigma^2 + \sigma_V^2$  e  $\gamma = \sigma^2 / \sigma_S^2$  na função de máxima verossimilhança. A função de máxima verossimilhança e suas derivadas parciais em relação aos parâmetros de estimação do modelo ( $\beta$ ,  $\delta$ ,  $\sigma_S^2$  e  $\gamma$ ) são apresentadas em Battese e Coelli (1993).

A eficiência técnica (ET) de cada firma em cada período pode ser definida pela razão  $Y_{it}/Y_{it}^*$ , em que  $Y_{it}^*$  é a produção na fronteira eficiente (ou seja, quando  $U_{it}=0$ ). Assim:

$$ET_{it} = \frac{\exp(x_{it}\beta + V_{it} - U_{it})}{\exp(x_{it}\beta + V_{it})} = \exp(-U_{it}) = \exp(-z_{it}\delta - W_{it}) \quad (4)$$

A previsão das eficiências técnicas é baseada em sua esperança condicional, dadas as hipóteses do modelo. Esse resultado também é apresentado em Battese e Coelli (1993).

## 2.2. Definição das áreas regionais

Pode-se questionar a hipótese de que a estrutura tecnológica dos produtores agropecuários e os efeitos de fatores exógenos sobre a produção sejam idênticos em todas as regiões do Brasil, a qual é assumida ao se estimar a fronteira estocástica de produção e o

modelo de efeitos de ineficiência utilizando-se todas as observações do país. A fim de contornar esse possível problema, podem-se realizar as estimações separadamente para cada região, com as mesmas variáveis utilizadas para o modelo nacional. Entretanto, contra tal segregação das análises conta o fato de que, empregando-a, os resultados acerca dos índices de eficiência técnica tornam-se não comparáveis entre as regiões. Tendo esses pontos em vista, o presente trabalho procurou contemplar a questão acerca da heterogeneidade regional por meio da inserção de *dummies* regionais na especificação do modelo de efeitos de ineficiência.

A definição regional aqui empregada difere da usual divisão do espaço brasileiro em grandes regiões, objetivando agregar municípios semelhantes do ponto de vista das características de sua agropecuária. Assim, foram consideradas cinco regiões no país. Na região Norte, foram inclusos os municípios da Amazônia Legal, com a importantes exceção daqueles pertencentes ao estado de Mato Grosso. Portanto, no presente trabalho, a região Norte é composta pelos municípios de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará, Amapá, Tocantins e oeste do Maranhão. Na região Nordeste, foram considerados os municípios da área de atuação da Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE), com exceção dos maranhenses já inclusos na região Norte. Assim, no âmbito desse trabalho, a região Nordeste compreende os municípios do leste do Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe, Bahia e norte de Minas Gerais e Espírito Santo. A terceira região, Sudeste, abarca os demais municípios de Minas Gerais e Espírito Santo, além de São Paulo e Rio de Janeiro. A região Sul compreende a totalidade dos municípios de Santa Catarina, Paraná e Rio Grande do Sul. Por fim, o Centro-Oeste abarca os municípios de Mato Grosso de Sul, Mato Grosso e Goiás.<sup>5</sup>

### 3. Revisão da Literatura

Desde que foi proposto teoricamente ao final da década de 1970, o modelo de fronteiras estocásticas foi aplicado em diversos trabalhos referentes à agropecuária, sob hipóteses variadas e tendo como objeto de estudo o desempenho de produtores em distintos países e regiões. A presente seção apresenta uma breve revisão da literatura empírica acerca da mensuração da eficiência técnica na agropecuária, em especial no caso brasileiros<sup>6</sup>.

Um dos trabalhos que propôs o modelo de fronteiras estocásticas também apresentou sua aplicação à agropecuária. Aigner, Lovell e Schmidt (1977) aplicaram o modelo a dados agregados de agricultura para 48 estados norte-americanos, para 6 anos (empilhados em uma *cross-section*). Os autores, porém, encontraram resultados que não diferiram significativamente dos obtidos por meio da “função de resposta média”. Posto de outro modo, obteve-se que, nesse caso, o modelo de fronteiras estocásticas não proporcionou ganhos substanciais à estimação da fronteira de produção, relativamente à aplicação do método de mínimos quadrados.

O trabalho que introduziu a metodologia que será empregada no presente trabalho também apresentou sua aplicação à agricultura. Battese e Coelli (1995) estudaram a produção de arroz na vila indiana de Aurepalle, em um painel não balanceado. Como resultado de

---

<sup>5</sup> O Distrito Federal foi desconsiderado da base de dados devido à peculiaridade de sua estrutura econômica. Segundo as Contas Regionais do IBGE, tratava-se, em 2006, da Unidade da Federação em que os setores correspondentes à agropecuária respondiam pelo menor percentual do valor adicionado total – apenas 0,21% dessa variável era devida à produção rural no Distrito Federal, em contraste com a participação de 15,69% no restante da região Centro-Oeste e de 5,70% no restante do Brasil.

<sup>6</sup> Para uma extensiva revisão da literatura acerca da eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários, sugerem-se os seguintes trabalhos: Battese (1992), Bravo-Ureta e Pinheiro (1993), Thiam (2003), Bravo-Ureta *et al* (2007). Denise (2011) apresenta uma revisão mais detalhada da literatura acerca da eficiência técnica de estabelecimentos agropecuários familiares, contemplando diferentes regiões do mundo.



especial interesse no trabalho, dada a proposição de sua metodologia, Battese e Coelli obtiveram parâmetro negativo para a variável de escolaridade no modelo de efeitos de ineficiência, o que indicou que produtores com mais anos de estudo tendem a ser menos ineficientes. Por outro lado, o parâmetro positivo da variável de idade apontou que produtores mais velhos são mais ineficientes. Finalmente, o parâmetro negativo da variável temporal indicou declínio na ineficiência dos produtores ao longo do período analisado.

Uma das primeiras aplicações do modelo de fronteiras estocásticas ao setor agropecuário brasileiro foi a de Taylor e Shonkwiler (1986). Os autores tinham como objetivo comparar a eficiência técnica entre estabelecimentos recipientes e não recipientes de crédito do Banco Mundial por meio do Programa de Desenvolvimento Integrado da Zona da Mata (Prodemata), voltado a pequenos produtores dessa região de Minas Gerais. Para tanto, os autores estimaram fronteiras de produção estocástica e determinística. Por meio do modelo de fronteiras estocásticas, os autores estimaram que as médias de eficiência para participantes e não participantes seriam 0,714 e 0,704, respectivamente, não sendo significativamente diferentes.<sup>7</sup>

Direcionando atenção a outra região do país, Iglioni (2005) empregou a metodologia de Battese e Coelli (1995) para analisar a eficiência técnica dos produtores agropecuários da Amazônia Legal. Para tanto, foram utilizados dados de 257 áreas mínimas comparáveis (AMCs) da região, baseados no Censo Agropecuário de 1996. Entre os principais resultados do modelo de efeitos de ineficiência estimado por Iglioni (2005), tem-se que o custo de transporte em relação a São Paulo impactaria negativamente a eficiência dos produtores agrícolas na Amazônia, como é esperado pela teoria da economia espacial, conforme aponta o autor. No entanto, a distância em relação à capital mais próxima mostrou-se significativa e positivamente correlacionada com o termo de eficiência, constituindo resultado oposto ao esperado. Por outro lado, em concordância com a hipótese da presença de economias espaciais de aglomeração, obteve-se que o tamanho da população impactaria de forma positiva a eficiência técnica dos produtores, colocando em evidência o papel dos mercados locais. Esse ponto foi reforçado pelos resultados significantes referentes à produção total da AMC e seu crescimento passado. O autor obteve também resultados favoráveis à existência de retornos crescentes de escala em termos de ganhos de eficiência – esses resultados juntamente aos referentes aos parâmetros dos insumos na fronteira de produção (cuja soma foi próxima a 1) proveem um contraste interessante entre retornos de escala constantes para a produção e crescentes em relação ao termo de eficiência. Com relação aos resultados referentes às variáveis defasadas espacialmente, constatou-se que não havia forte evidência de *spillovers* espaciais entre as AMCs da Amazônia. Uma possível razão para tal resultado, segundo o autor, seria a grande área ocupada por cada uma das AMCs, o que impediria uma relação mais sistemática entre elas. Por fim, entre os resultados de Iglioni (2005), cabe ainda destacar que a educação foi apontada como negativamente correlacionada à eficiência. Trata-se de um resultado contraintuitivo, uma vez que se espera que o capital humano apresente impactos positivos. O autor indica que uma possível explicação para isso seria a composição industrial das AMCs. Segundo esse argumento, poder-se-ia supor que AMCs com populações mais bem educadas começariam a se voltar a atividades industriais e de serviços, de modo que

---

<sup>7</sup> Por outro lado, a estimação da fronteira determinística indicou que as médias de eficiência para participantes e não participantes seriam 0,185 e 0,059, nessa ordem, sendo significativamente diferentes. Frente a tal contradição, os autores concluíram que os resultados indicavam impactos indefinidos sobre os participantes do programa. No entanto, Battese (1992) aponta que, dados os relativamente grandes desvios padrões estimados para os erros aleatórios no modelo de fronteiras estocásticas, é possível que este não tenha se mostrado significativamente diferente do modelo determinístico. Isso sugeriria que os resultados obtidos com as fronteiras determinísticas seriam mais encorajadores acerca do impacto positivo do programa de crédito.

o setor agrícola remanescente seria destinado apenas ao abastecimento de mercados locais que não enfrentem forte competição de outras áreas produtivas.

Marchand (2010) também analisou a questão da eficiência dos produtores da Amazônia Legal. Nesse trabalho, foram utilizados dados do Censo Agropecuário de 1996, por setor censitário, construindo-se “estabelecimentos representativos” por tamanho do estabelecimento (15 classes) e condição do produtor em relação à terra (4 possibilidades). O autor estimou apenas a função da fronteira estocástica de produção, sem preocupar-se com os determinantes dos efeitos de ineficiência. Aponte-se que, para evitar potencial correlação espacial, o autor corrige desvios padrões por *bootstrap* em algumas de suas regressões.

Mais recentemente, Magalhães *et al* (2011) aplicaram a metodologia de Battese e Coelli (1995) para avaliar os determinantes da ineficiência técnica de 308 beneficiários do programa de reforma agrária “Cédula da Terra”, em cinco estados da região norte do país, entre os anos de 2002 e 2003. Entre seus resultados, Magalhães *et al* (2011) destacam que o fator que determina a produção seria essencialmente o trabalho. Os autores indicam que o pequeno peso da terra e dos insumos seria coerente com o fato de se estarem estudando estabelecimentos originados de um programa de reforma agrária, que esperadamente empregam tecnologia intensiva em trabalho e com baixa utilização de outros insumos. Quanto às variáveis do modelo de efeitos de ineficiência, para além das *dummies* estaduais, apenas a relativa ao autoconsumo da produção pelos estabelecimentos mostrou-se significativa – seu efeito negativo sobre a eficiência seria coerente com a ideia de tal variável como indicadora de beneficiários em estágios iniciais de utilização dos recursos providos pelo projeto “Cédula da Terra”. A não significância das demais variáveis, por outro lado, também apontaria elementos importantes para se entenderem restrições sobre a produção dos beneficiados. Em especial, segundo os autores, estavam-se gastando recursos para se obterem serviços de assistência técnica precários que, combinados com níveis de escolaridade generalizadamente baixos, não proporcionavam bons resultados aos estabelecimentos produtivos.

Um aspecto bastante importante a ser destacado da revisão da literatura na presente seção é que diferentes autores, com diferentes objetos de estudo e bases de dados, abordaram o problema de mensurar o desempenho dos produtores agropecuários de maneiras bastante distintas. A especificação adotada no presente trabalho fundamentou-se na literatura referente à eficiência técnica da agropecuária, mas foi também limitada pela base de dados, indicada a seguir.

#### **4. Base de dados**

A base de dados e a construção das variáveis que serão empregadas na análise empírica do presente trabalho, utilizando-se a metodologia apresentada na seção 3, constituem o objeto de atenção da presente seção. Primeiramente, volta-se à construção das variáveis das estimações tanto da fronteira estocástica de produção quanto de seu modelo de efeitos de ineficiência. Ao longo da descrição das variáveis empregadas, procura-se indicar como a literatura trata-as e prevê seu comportamento em análises empíricas.

##### **4.1. Construção das variáveis**

Os dados utilizados no presente trabalho foram obtidos por meio de solicitação do Núcleo de Estudos Agrários e Desenvolvimento Rural (NEAD) junto ao IBGE, que tabulou os dados do Censo Agropecuário 2006 em nível de municípios, discriminando os estabelecimentos familiares do total municipal. Por motivos de sigilo, os dados referentes a perguntas do questionário que foram respondidas por menos do que 3 estabelecimentos não

foram divulgados. Assim, não se puderam considerar todos os municípios investigados pelo Censo Agropecuário de 2006.

Na presente subseção, será descrita como foi realizada a construção das variáveis utilizadas nas estimações das fronteiras de produção e dos modelos de efeitos de ineficiência. As estimações consideraram a existência de dois estabelecimentos representativos por município brasileiro: um familiar e um patronal.

#### **4.1.1. Fronteira estocástica de produção**

Utilizaram-se como variável de produto o valor total da produção dos estabelecimentos em 2006, bem como, alternativamente, a soma desse valor com os salários obtidos fora do estabelecimento rural pelos produtores. O valor total da produção inclui o correspondente à produção animal, vegetal e valor agregado da agroindústria. A adição dos salários obtidos fora do estabelecimento rural ao valor total da produção tem como objetivo lidar com o ponto já indicado, segundo o qual a renda obtida em atividades fora do estabelecimento deveria ser considerada como produto, sob a justificativa primordial de que tais atividades utilizam insumos comuns à produção rural e afetam o desempenho econômico dos produtores familiares (PAUL *et al*, 2004). Aponte-se, porém, que esse procedimento implica na imposição da hipótese de que ambas as categorias de atividades (dentro ou fora do estabelecimento) são consideradas igualmente importantes pelos produtores (SOLÍS, 2005).

Como insumos para a produção, foram consideradas quatro categorias usuais na literatura referente à eficiência técnica da agropecuária: pessoal ocupado, capital, outros insumos e terra. Para a construção da variável de pessoal ocupado, considerou-se a já citada diretriz do Proger Rural, de modo que ela foi medida em unidades de trabalho integral ocupado pelo estabelecimento. Como capital, considerou-se o valor dos veículos, tratores, máquinas e implementos declarados como bens pelos produtores. Na categoria de outros insumos, foram consideradas as despesas dos estabelecimentos com adubos, corretivos do solo, sementes e mudas, agrotóxicos, medicamentos para animais, sal e rações, e combustíveis. Como insumo terra, considerou-se a área total dos estabelecimentos, o que inclui a área destinada a lavouras e pastagens, mas também a ocupada por matas e florestas, corpos de água destinados à aquicultura, construções, bem como terras degradadas ou inaproveitáveis para agropecuária.

Aponte-se que a inclusão de matas e florestas, bem como de áreas impróprias para agricultura, entre os insumos utilizados pelos produtores não é trivial. Possivelmente, tal inclusão afeta a resposta à principal questão de estudo do presente trabalho, qual seja, a diferença entre as eficiências técnicas dos estabelecimentos rurais familiares relativamente aos patronais. A razão disso é que, em média, essas áreas correspondem a um percentual maior da área total nos estabelecimentos patronais: 31%, contra 26% no caso dos familiares. Essa diferença, significativa a 1%, sugere que a inclusão dessas áreas possivelmente reduz a medida de eficiência dos produtores patronais, uma vez que – comparativamente ao caso em que tais áreas fossem excluídas – aumentam-se as quantidades de insumos por eles empregados, sem proporcional contrapartida de seu valor de produção.<sup>8</sup> No entanto, seria de interesse que, em estudos futuros, cheque-se tal hipótese por meio da exclusão, na análise empírica, dos hectares correspondentes a matas e florestas ou terrenos impróprios da área total considerada na variável correspondente ao insumo relativo à terra.

#### **4.1.2. Modelo de efeitos de ineficiência**

---

<sup>8</sup> Ainda que impreciso, um indicador disso quanto às matas e às florestas é o fato de que, segundo o Censo Agropecuário 2006, 27% da área total dos estabelecimentos agropecuários eram por elas ocupados, mas apenas 5% de seu valor de produção correspondiam às atividades de silvicultura e extração vegetal.

A especificação do modelo de efeitos de ineficiência inclui variáveis baseadas na literatura referente à eficiência técnica da agropecuária. Gorton e Davidova (2004) sugerem que as variáveis que podem influenciar a eficiência técnica nesse contexto sejam divididas em dois grandes grupos: capital humano e fatores estruturais. O capital humano incluiria variáveis tais como educação formal e informal, experiência, treinamento e idade do produtor. Por sua vez, os fatores estruturais abrangeriam, entre outros, acesso a crédito, situação quanto à propriedade da terra e variáveis ambientais. A especificação aqui utilizada procurou abranger aspectos referentes aos dois grupos, com base nos objetivos do estudo e na disponibilidade de dados.

A primeira variável avaliada, de interesse central para o presente trabalho, tratou-se da *dummy* indicativa de caráter familiar do estabelecimento. Avaliou-se, assim, a hipótese de que, condicionalmente às demais variáveis inseridas no modelo, a categoria (familiar ou patronal) em que se enquadra o de estabelecimento implique, em média, em diferentes níveis de eficiência técnica.

Incorporaram-se, também, variáveis que têm como objetivo indicar os efeitos das diferenças na composição da produção sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários (HELFAND, 2003). Foram inseridas como controles as proporções da área total<sup>9</sup> dos estabelecimentos familiares ou patronais no município que eram destinadas à pecuária, às lavouras temporárias ou às lavouras permanentes – portanto, a categoria de área que foi excluída da especificação corresponde àquela ocupada por matas e florestas, corpos de água destinados à aquicultura, construções, bem como terras degradadas ou inaproveitáveis para agropecuária.

A fim de analisar o efeito do capital humano sobre a eficiência técnica da agropecuária, seguindo-se a recomendação de Gorton e Davidova (2004), incluiu-se, primeiramente, uma variável referente à educação formal. Trata-se da média de anos de estudo de pessoas com mais do que 25 anos em cada município, tal como medido pelo Censo Populacional de 2000. Portanto, por razão de disponibilidade de dados, não se está diferenciando a educação formal dos trabalhadores empregados por estabelecimentos familiares e patronais em um mesmo município.

A educação é geralmente postulada como tendo impacto positivo sobre a eficiência técnica dos produtores. De acordo com Abdulai e Eberlin (2001), essa visão acerca do papel da educação sobre a produção advém do fato de que a realocação dos recursos em resposta a variações nas condições econômicas requer: percepção de que a variação ocorreu; obtenção e análise de informações; elaboração de conclusões válidas a partir das informações; ação rápida e decisiva. Além do próprio trabalho de Abdulai e Eberlin (2001), alguns exemplos de análises empíricas em que a educação apresentou impacto positivo sobre a eficiência técnica de estabelecimentos agropecuários são Battese e Coelli (1995), Battese e Broca (1997) e Solís *et al* (2009).

Outros estudos, porém, encontraram relação oposta entre educação formal e eficiência técnica de produtores rurais. É o caso de Sherlund *et al* (2002), que, estudando a eficiência técnica de pequenos produtores de arroz da Costa do Marfim, constataram maior eficiência técnica entre os produtores com educação formal menos extensa. Uma possível justificativa para esse resultado, segundo os autores, seria que a produção rural constituiria uma ocupação secundária para aqueles com educação formal no contexto por eles analisado, de modo que

---

<sup>9</sup> No presente trabalho, o controle dos efeitos decorrentes das diferenças na composição da produção foi feito por meio das proporções de área por essas se tratarem, supostamente, de uma característica estrutural dos estabelecimentos. No entanto, indique-se que também seria possível que tal controle fosse realizado por meio das proporções do valor de produção que eram devidas a essas mesmas atividades. Análises preliminares indicaram que os resultados não se alterariam expressivamente com a utilização desse controle alternativo.

seus estabelecimentos receberiam menor atenção e, assim, exibiriam maior ineficiência técnica. Como já visto na revisão da literatura, no Capítulo 3, Iglori (2005) também encontrou impacto negativo da educação formal sobre a eficiência técnica, enquanto Magalhães *et al* (2011) constataram-no como não significativo.

A especificação do modelo de efeitos de ineficiência empregada no presente trabalho incluiu também um índice relativo às habilidades de gerenciamento dos produtores como variável de capital humano. Utilizaram-se, para tanto, os grupos de anos de direção dos trabalhos nos estabelecimentos, indicados pelos produtores no Censo Agropecuário 2006. A construção do índice seguiu este critério: a “menos de 1 ano” na direção dos trabalhos, atribuiu-se valor do índice igual a 1; a “de 1 a menos de 5 anos”, atribuiu-se valor igual a 2; a “de 5 a menos de 10 anos”, atribuiu-se valor igual a 3; e, por fim, a “de 10 anos e mais”, atribuiu-se valor igual a 4. Observe-se que a variável empregada é indicadora tanto da experiência quanto da idade dos produtores.

Novamente, há na literatura argumentações e evidências empíricas opostas quanto ao efeito de variáveis relacionadas a experiência e idade sobre a eficiência técnica dos produtores agropecuários. Por um lado, tem-se a hipótese clássica de Schultz (1964), segundo a qual os produtores agrícolas identificariam suas cestas ótimas de insumos e produtos, considerando-se um período de tempo suficientemente longo para que aprendam seus processos produtivos – ou seja, a experiência, segundo Schultz, afetaria de positivamente a eficiência técnica dos estabelecimentos rurais. Por outro lado, diversos autores, como Abdulai e Eberlin (2001), indicam que é esperável que produtores mais idosos sejam menos adaptáveis a variações de cenário e tenham uma menor força física, a qual constitui um atributo qualitativo importante do trabalho empregado na produção agropecuária – assim, a idade influenciaria de maneira negativa a eficiência técnica.

Assim, como seria esperado, aplicações empíricas obtiveram diferentes resultados quanto à influência dessas variáveis sobre a eficiência técnica. Olson e Vu (2007) constataram que produtores com menos anos de direção de seus estabelecimentos seriam mais eficientes, resultado oposto ao de Wilson *et al* (2001). Com relação à idade dos produtores, Battese e Broca (1997) encontraram uma relação inversa dessa variável e a eficiência técnica, enquanto Hadley (2006) constatou uma relação direta. Liu e Zhuang (2000), assim como Abdulai e Eberlin (2001), além da idade do produtor, inseriram no modelo de efeitos de ineficiência o quadrado dessa variável, a fim de controlar efeitos de ciclo de vida não lineares. Ambos os trabalhos constataram que a eficiência técnica dos estabelecimentos rurais aumentaria com a idade do produtor até que ele atinja 40 anos, decrescendo a partir de então.<sup>10</sup> Além disso, diversos outros trabalhos que inseriram a idade do produtor como variável explicativa do modelo de efeitos de ineficiência constataram-na como não significativa (e.g., SHERLUND *et al*, 2002; THIAM, 2003; PAUL *et al*, 2004; SOLÍS *et al*, 2009).

No presente trabalho, entre os fatores estruturais (GORTON; DAVIDOVA, 2004), procuraram-se avaliar os efeitos que acesso a crédito, situação do produtor em relação à terra e condições ambientais teriam sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários.

Como variável referente a crédito, o modelo de efeitos de ineficiência empregou a proporção de estabelecimentos, em cada município e em cada categoria (familiar ou patronal), que obteve financiamentos em 2006, por meio de agentes diversos (bancos, cooperativas de

---

<sup>10</sup> De acordo com Liu e Zhuang (2000), uma possível razão para isso seria que a variável de idade captaria tanto o efeito da força física quanto da experiência dos produtores – eles adquiririam habilidades ao envelhecerem, mas o efeito *learning-by-doing* seria atenuado ao atingirem a meia-idade, uma vez que a força física começaria a decrescer.

créditos, fornecedores, empresa integradora, outras instituições financeiras, ONGs, parentes, entre outros).<sup>11</sup>

A literatura, em geral, postula que o acesso a crédito teria influência positiva sobre a eficiência técnica da agropecuária. Segundo Helfand (2003), restrições no mercado de crédito podem levar os estabelecimentos a escolherem combinações de insumos e produtos que não pareçam ótimas em relação aos estabelecimentos sem restrições. Assim, a restrição ao crédito diminuiria a eficiência dos produtores ao limitar a adoção de inovações, tais como a utilização de variedades de culturas mais produtivas e de melhores insumos, bem como a aquisição de informações necessárias para um melhor desempenho. Como indicam Liu e Zhuang (2000), em particular os pequenos produtores de países em desenvolvimento parecem não adotar inovações aparentemente justificáveis do ponto de vista econômico devido à sua aversão a risco – nessas circunstâncias, o acesso a crédito, ao mitigar riscos, encorajaria a inovação e, assim, promoveria o aumento da eficiência técnica. No entanto, tem-se que o crédito pode não ter efeito sobre eficiência se ele simplesmente substituir outras fontes de financiamento, como, por exemplo, a poupança dos produtores (ABDULAI; EBERLIN, 2001), ou se for destinado ao consumo, induzindo a realocação do trabalho em detrimento de atividades produtivas do estabelecimento agrícola (CHAVAS, *et al*, 2005).

Aplicações empíricas têm encontrado resultados díspares quanto ao efeito do acesso ao crédito sobre a eficiência técnica dos produtores agropecuários. Na literatura referente ao caso brasileiro, Helfand e Levine (2004) encontraram um efeito positivo do crédito sobre a eficiência, enquanto Nogueira (2005) constatou efeito negativo e Magalhães *et al* (2011) não chegaram a resultados conclusivos. Como exemplos de aplicações em outras regiões do mundo, tem-se que Liu e Zhuang (2000) e Abdulai e Eberlin (2001) verificaram efeito positivo do acesso ao crédito sobre a eficiência, e, por outro lado, Battese e Broca (1997) e Solís *et al* (2009) obtiveram parâmetros não significantes para a variável respectiva a esse aspecto em seus trabalhos.

Em relação à situação do produtor em relação à terra, a especificação do modelo de efeitos de ineficiência empregada nesse trabalho incluiu a proporção de estabelecimentos, em cada município e em cada categoria (familiar ou patronal), que eram de propriedade do produtor, em oposição a ele ser arrendatário, parceiro ou ocupante das terras dirigidas. Como aponta Iglioni (2005), a importância de tal controle decorre do fato de que proprietários, arrendatários, parceiros e ocupantes têm diferentes direitos de propriedade e pagam diferentes preços pela utilização da terra, o que pode impactar a eficiência técnica de seus estabelecimentos.

Quanto a essa questão, por um lado, há na literatura a ideia de que a propriedade da terra reduziria os riscos relacionados à produção e, conseqüentemente, aumentaria os retornos esperados e incentivaria os produtores a investir em técnicas que permitam maior produtividade (GEBREMEDHIN; SWINTON, 2003). Por outro, aponta-se que produtores que não sejam proprietários têm maior necessidade de receitas para cobrir os pagamentos das terras em que produzem, o que poderia exercer um incentivo para maior eficiência de seus estabelecimentos (SOLÍS *et al*, 2009).

Como seria esperado, então, as aplicações empíricas têm alcançado conclusões díspares quanto ao efeito da condição em relação à terra sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários. No caso brasileiro, enquanto Helfand e Levine (2004) constataram que proprietários eram menos eficientes na região Centro-Oeste, Iglioni (2005) não obteve resultados conclusivos analisando a região da Amazônia. Como outros exemplos na literatura, tem-se que Hadley (2006) constatou que proprietários seriam mais eficientes do que os demais produtores, *ceteris paribus*, enquanto Solís *et al* (2009) encontraram resultado

---

<sup>11</sup> No presente trabalho, o acesso a crédito é considerado exógeno, seguindo a prática comumente adotada na literatura de economia agrícola (e.g. Solís *et al*, 2009).

oposto em sua aplicação empírica e Battese e Broca (1997) obtiveram parâmetro não significantes respectivamente a esse ponto.

A especificação do modelo de efeitos de ineficiência utilizada no presente trabalho procurou controlar adicionalmente por alguns fatores ambientais que possivelmente afetam a eficiência técnica da produção agropecuária (SHERLUND *et al*, 2002). Todas as variáveis ambientais empregadas são municipais. Incluíram-se, além da altitude do município (advinda do cadastro do IBGE de cidades e vilas de 1998), controles referentes à precipitação pluviométrica e à temperatura: tratam-se de estimativas das médias anuais nos 30 anos que se estendem de 1961 a 1990 realizadas pelo Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA) a partir da base de dados climáticos CRU CL 2.0 10' do *Climate Research Unit* da *University of East Anglia* (CRU-UEA).

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas para os estabelecimentos representativos considerados no presente trabalho, para o Brasil como um todo. Comparando-se, primeiramente, as estatísticas descritivas relativas à especificação da fronteira de produção, percebe-se que os estabelecimentos patronais representativos apresentavam, em média, valores mais elevados tanto para as variáveis de produção (valor da produção e salários obtidos fora do estabelecimento), quanto para as referentes a insumos (pessoal ocupado, capital, outros insumos e área). Cabe notar que, considerando-se a medida de produtividade parcial dada pela produção por área, debatida na Introdução, os estabelecimentos familiares apresentavam, em média, maior valor: R\$ 886,33 eram produzidos por hectare, contra R\$ 549,58 por hectare nos estabelecimentos patronais. Ainda em relação às variáveis da fronteira de produção, observa-se, na Tabela 1, que havia grande dispersão em relação à média no caso dos estabelecimentos representativos patronais, o que pode ser visto tanto pelo alto valor do desvio-padrão, quanto pelos valores mínimos e máximos das variáveis.

Quanto às variáveis do modelo de efeitos de ineficiência, a Tabela 1 indica que os estabelecimentos representativos familiares tinham, em média, uma maior parcela de sua área destinada às culturas agrícolas – como a parcela destinada à pecuária não é significativamente diferente entre as duas categorias de estabelecimentos, decorre que os de tipo patronal, em média, tinham maior proporção de área em matas e florestas ou imprópria para atividades agrícolas. Com relação à variável referente à experiência dos produtores agropecuários, tem-se que os produtores familiares representativos apresentavam, em 2006, uma média maior de anos na direção das atividades de seus estabelecimentos. No entanto, uma menor proporção de produtores familiares, por município, foram indicados como proprietários de suas terras, em comparação com os produtores patronais.

Estatísticas descritivas para cada região, aqui omitidas por restrição de espaço, são apresentadas em Imori (2011). Elas apontam um cenário bastante diversificado na agropecuária brasileira. Enfatiza-se, assim, a necessidade de que avaliações da eficiência técnica dos estabelecimentos rurais adotem metodologias que considerem as complexas relações entre insumos e produtos nos processos produtivos, bem como as influências que diversos fatores externos à produção possam exercer sobre o desempenho dos produtores.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas, Brasil

|                                   | Familiar                                   |        |        |        | Patronal |        |        |        |           |
|-----------------------------------|--|--------|--------|--------|----------|--------|--------|--------|-----------|
|                                   | Média                                      | DP     | Mínimo | Máximo | Média    | DP     | Mínimo | Máximo |           |
| Fronteira de produção             | Valor de Produção (R\$ mil)                | 20,20  | 74,77  | 0,62   | 4.909,29 | 157,23 | 403,15 | 1,09   | 13.333,68 |
|                                   | Salários fora do estabelecimento (R\$ mil) | 0,69   | 1,24   | 0,00   | 21,82    | 4,71   | 6,86   | 0,00   | 199,72    |
|                                   | Pessoal Ocupado (un. de trabalho integral) | 2,99   | 0,85   | 1,09   | 23,10    | 6,18   | 10,03  | 1,33   | 490,25    |
|                                   | Capital (R\$ mil)                          | 16,67  | 19,24  | 0,13   | 507,70   | 114,59 | 326,36 | 0,17   | 9.948,33  |
|                                   | Outros Insumos (R\$ mil)                   | 4,33   | 12,79  | 0,01   | 591,40   | 64,44  | 442,07 | 0,04   | 18.432,71 |
|                                   | Área (hectares)                            | 22,79  | 18,49  | 0,85   | 222,83   | 286,10 | 441,27 | 2,67   | 8.617,09  |
| Modelo de efeitos de ineficiência | Área Pecuária (proporção)                  | 0,45   | 0,23   | 0,00   | 0,97     | 0,44   | 0,24   | 0,00   | 1,00      |
|                                   | Área Temporárias (proporção)               | 0,21   | 0,19   | 0,00   | 0,97     | 0,19   | 0,21   | 0,00   | 0,99      |
|                                   | Área Permanente (proporção)                | 0,08   | 0,12   | 0,00   | 0,92     | 0,06   | 0,11   | 0,00   | 0,85      |
|                                   | Educação (média de anos de estudo)         | 4,01   | 1,26   | 0,81   | 9,26     | 4,02   | 1,26   | 1,04   | 9,26      |
|                                   | Experiência (grupos de anos de direção)    | 3,39   | 0,25   | 1,66   | 4,00     | 3,28   | 0,26   | 1,52   | 4,00      |
|                                   | Financiamento (proporção)                  | 0,20   | 0,15   | 0,00   | 0,87     | 0,20   | 0,15   | 0,00   | 1,00      |
|                                   | Proprietários (proporção)                  | 0,79   | 0,18   | 0,00   | 1,00     | 0,86   | 0,14   | 0,00   | 1,00      |
|                                   | Altitude (metros)                          | 419,27 | 289,23 | 0,00   | 1.505,00 | 420,17 | 288,93 | 0,00   | 1.505,00  |
|                                   | Chuva - média (mm/mês)                     | 114,77 | 35,84  | 28,87  | 254,24   | 114,73 | 35,73  | 28,87  | 254,24    |
|                                   | Temperatura - média (°C)                   | 22,79  | 3,03   | 14,38  | 28,04    | 22,78  | 3,02   | 14,38  | 28,04     |
| Observações                       | 5.215                                      |        |        |        | 5.198    |        |        |        |           |

Fonte: dados da pesquisa.

### 6.1. Estimativas dos parâmetros e testes de hipóteses

Seguindo-se a recomendação de Battese e Broca (1997), empregou-se uma especificação geral para o modelo como ponto de partida e testou-se uma formulação mais simples dentro de um quadro formal de testes de hipóteses. No presente trabalho, a forma mais geral para a fronteira estocástica de produção é a função translog.

Os resultados das estimativas por máxima-verossimilhança dos parâmetros das fronteiras estocásticas de produção e dos modelos de efeitos de ineficiência são apresentados na Tabela 2. Os Modelos I e II têm como variável correspondente ao produto a soma do valor de produção dos estabelecimentos e dos salários obtidos fora deles, adotando, respectivamente, forma funcional translog e Cobb-Douglas. Por sua vez, os Modelos III e IV incorporam apenas o valor de produção dos estabelecimentos como variável de produto, também adotando forma funcional translog e Cobb-Douglas, nessa ordem.

Obtidas essas estimativas por máxima-verossimilhança, procedeu-se à realização de diversos testes de hipóteses a fim de se avaliarem as alternativas tecnologias de produção consideradas. Os resultados são apresentados na tabela 3. Os grupos de testes 1, 2 e 3 fizeram uso da estatística da razão de verossimilhança,  $\lambda$ . Por meio dela, é possível comparar as funções de verossimilhança sob hipóteses alternativas (SOLÍS, 2005). A estatística do teste é definida por:

$$\lambda = -2\ln[L(H_0)/L(H_1)] \quad (8)$$

em que  $H_0$  e  $H_1$  são as hipóteses nula e alternativa envolvidas, respectivamente. Se a hipótese nula,  $H_0$ , for verdadeira, então  $\lambda$  é distribuída assintoticamente como uma variável aleatória chi-quadrado (ou chi-quadrado mista) com número de graus de liberdade igual ao de restrições que estão sendo testadas (BATTESE; COELLI, 1995). Se a hipótese nula envolve  $\gamma=0$ , então  $\lambda$  tem distribuição chi-quadrado mista, dado que  $\gamma=0$  é um valor na fronteira do espaço de parâmetros para  $\gamma$ . Os valores críticos para os testes, nesse caso, podem ser encontrados em Kodde e Palm (1986).

Os detalhes acerca desses testes podem ser encontrados em Imori (2011).



Tabela 2 – Estimativas dos parâmetros da fronteira estocástica com modelo de efeitos de ineficiência – Modelos I, II, III e IV

|                                   |                                 | Modelo I  |       |           | Modelo II |       |           | Modelo III |       |           | Modelo IV |       |     |
|-----------------------------------|---------------------------------|-----------|-------|-----------|-----------|-------|-----------|------------|-------|-----------|-----------|-------|-----|
|                                   |                                 | Parâmetro | DP    |           | Parâmetro | DP    |           | Parâmetro  | DP    |           | Parâmetro | DP    |     |
| Fronteira de produção             | Constante                       | 1,377     | 0,103 | ***       | 1,472     | 0,056 | ***       | 0,985      | 0,095 | ***       | 1,144     | 0,048 | *** |
|                                   | Pessoal Ocupado                 | 0,589     | 0,072 | ***       | 0,454     | 0,018 | ***       | 0,660      | 0,075 | ***       | 0,488     | 0,019 | *** |
|                                   | Capital                         | 0,464     | 0,030 | ***       | 0,316     | 0,009 | ***       | 0,551      | 0,031 | ***       | 0,349     | 0,009 | *** |
|                                   | Outros Insumos                  | -0,238    | 0,024 | ***       | 0,225     | 0,007 | ***       | -0,255     | 0,025 | ***       | 0,220     | 0,007 | *** |
|                                   | Área                            | 0,257     | 0,031 | ***       | 0,127     | 0,009 | ***       | 0,253      | 0,033 | ***       | 0,146     | 0,009 | *** |
|                                   | Pessoal Ocupado*Pessoal Ocupado | -0,105    | 0,020 | ***       |           |       |           | -0,112     | 0,021 | ***       |           |       |     |
|                                   | Capital*Capital                 | -0,012    | 0,005 | **        |           |       |           | -0,014     | 0,005 | ***       |           |       |     |
|                                   | Outros Insumos*Outros Insumos   | -0,008    | 0,003 | **        |           |       |           | -0,009     | 0,003 | ***       |           |       |     |
|                                   | Área*Área                       | -0,018    | 0,005 | ***       |           |       |           | -0,015     | 0,005 | ***       |           |       |     |
|                                   | Pessoal Ocupado*Capital         | 0,001     | 0,020 |           |           |       |           | -0,011     | 0,021 |           |           |       |     |
|                                   | Pessoal Ocupado*Outros Insumos  | 0,075     | 0,016 | ***       |           |       |           | 0,071      | 0,016 | ***       |           |       |     |
|                                   | Pessoal Ocupado*Área            | -0,006    | 0,018 |           |           |       |           | 0,005      | 0,019 |           |           |       |     |
|                                   | Capital*Outros Insumos          | 0,036     | 0,006 | ***       |           |       |           | 0,039      | 0,006 | ***       |           |       |     |
|                                   | Capital*Área                    | -0,043    | 0,008 | ***       |           |       |           | -0,052     | 0,008 | ***       |           |       |     |
| Outros Insumos *Área              | 0,070                           | 0,006     | ***   |           |           |       | 0,076     | 0,006      | ***   |           |           |       |     |
| Modelo de efeitos de ineficiência | Constante                       | 0,450     | 0,281 | ***       | 0,588     | 0,275 | **        | 0,334      | 0,300 | ***       | 0,376     | 0,327 | *** |
|                                   | Dummy familiar                  | 0,604     | 0,036 | ***       | 0,388     | 0,031 | ***       | 0,400      | 0,033 | ***       | 0,204     | 0,033 | *** |
|                                   | Área Pecuária (proporção)       | -0,290    | 0,062 | ***       | -0,297    | 0,060 | ***       | -0,362     | 0,062 | ***       | -0,387    | 0,074 | *** |
|                                   | Área Temporárias (proporção)    | -0,313    | 0,076 | ***       | -0,399    | 0,078 | ***       | -0,483     | 0,077 | ***       | -0,590    | 0,085 | *** |
|                                   | Área Permanente (proporção)     | -0,561    | 0,105 | ***       | -0,621    | 0,107 | ***       | -0,797     | 0,113 | ***       | -0,882    | 0,129 | *** |
|                                   | Educação                        | -0,263    | 0,013 | ***       | -0,282    | 0,013 | ***       | -0,312     | 0,015 | ***       | -0,342    | 0,015 | *** |
|                                   | Experiência                     | -0,068    | 0,042 |           | -0,102    | 0,045 | **        | -0,095     | 0,042 | **        | -0,131    | 0,051 | **  |
|                                   | Financiamento (proporção)       | -0,558    | 0,102 | ***       | -0,605    | 0,099 | ***       | -0,582     | 0,108 | ***       | -0,696    | 0,121 | *** |
|                                   | Proprietários (proporção)       | -0,087    | 0,069 |           | 0,073     | 0,074 |           | -0,179     | 0,072 | **        | -0,007    | 0,072 |     |
|                                   | Altitude                        | 0,000     | 0,000 | ***       | 0,000     | 0,000 | ***       | 0,000      | 0,000 | ***       | 0,000     | 0,000 | *** |
|                                   | Chuva - média                   | -0,002    | 0,000 | ***       | -0,001    | 0,000 | ***       | -0,002     | 0,000 | ***       | -0,001    | 0,000 | *** |
|                                   | Temperatura - média             | 0,062     | 0,008 | ***       | 0,070     | 0,008 | ***       | 0,089      | 0,009 | ***       | 0,102     | 0,010 | *** |
|                                   | Norte                           | 0,102     | 0,058 | *         | -0,050    | 0,058 |           | -0,037     | 0,057 |           | -0,204    | 0,062 | *** |
|                                   | Nordeste                        | -0,022    | 0,046 |           | -0,251    | 0,045 | ***       | -0,141     | 0,046 | ***       | -0,383    | 0,049 | *** |
|                                   | Sudeste                         | 0,048     | 0,042 |           | -0,061    | 0,040 |           | 0,006      | 0,040 |           | -0,118    | 0,044 | *** |
|                                   | Centro-Oeste                    | -0,162    | 0,054 | ***       | -0,307    | 0,059 | ***       | -0,200     | 0,056 | ***       | -0,402    | 0,061 | *** |
|                                   | $\sigma^2$                      | 0,432     | 0,009 | ***       | 0,455     | 0,009 | ***       | 0,487      | 0,010 | ***       | 0,519     | 0,011 | *** |
| $\gamma$                          | 0,170                           | 0,023     | ***   | 0,167     | 0,025     | ***   | 0,182     | 0,024      | ***   | 0,198     | 0,025     | ***   |     |
| Log-verossimilhança               | -10079,32                       |           |       | -10392,01 |           |       | -10627,46 |            |       | -10933,35 |           |       |     |

Fonte: resultados da pesquisa. Níveis de significância: \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%.

Observações quanto à classificação regional: região Norte – municípios da Amazônia Legal, com exceção daqueles pertencentes ao Mato Grosso; região Nordeste – municípios de atuação da SUDENE, com exceção dos maranhenses inclusos na região Norte; região Sudeste – municípios de Minas Gerais e Espírito Santo não inclusos na região Nordeste, além daqueles de São Paulo e Rio de Janeiro; região Sul – municípios de Santa Catarina, Paraná e Rio Grande do Sul; região Centro-Oeste – municípios de Mato Grosso de Sul, Mato Grosso e Goiás.

Observações adicionais: estimativas obtidas por máxima-verossimilhança; variável de produto: valor de produção do estabelecimento agropecuário mais salários obtidos fora dele.

Tabela 3 – Testes de hipóteses acerca das tecnologias de produção

| Teste  | Hipótese nula  | Estatística do teste | Conclusão        |
|--|--|----------------------|------------------|
| <b>1) Cobb-Douglas x Translog</b>                            |  |                      |                  |
| Modelo I x Modelo II   | $\beta_{ij} = 0, \forall i,j$                            | 625,38               | Rejeita-se $H_0$ |
| Modelo III x Modelo IV                                       |  | 611,79               | Rejeita-se $H_0$ |
| <b>2) Ausência de efeitos de ineficiência</b>                |  |                      |                  |
| Modelo I   | $\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{19} = 0$ | 1729,27              | Rejeita-se $H_0$ |
| Modelo II  |  | 1939,11              | Rejeita-se $H_0$ |
| Modelo III   |  | 1701,44              | Rejeita-se $H_0$ |
| Modelo IV  |  | 1968,47              | Rejeita-se $H_0$ |
| <b>3) Influência das variáveis do mod. de ef. de inefic.</b> |  |                      |                  |
| Modelo I   | $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_{19} = 0$          | 1729,27              | Rejeita-se $H_0$ |
| Modelo II  |  | 856,42               | Rejeita-se $H_0$ |
| Modelo III   |  | 1701,44              | Rejeita-se $H_0$ |
| Modelo IV  |  | 2046,09              | Rejeita-se $H_0$ |
| <b>4) Correlação de Spearman</b>                             |  |                      |                  |
| Modelo I x Modelo II   | Igual ranking das eficiências técnicas                   | 0,973                |                  |
| Modelo III x Modelo IV                                       |  | 0,977                |                  |
| Modelo I x Modelo III  |  | 0,974                |                  |
| Modelo I x Modelo sem efeitos de ineficiência                |  | 0,399                |                  |
| Modelo III x Modelo sem efeitos de ineficiência              |  | 0,415                |                  |

Fonte: resultados da pesquisa.

Em suma, além da significância estatística do parâmetro  $\gamma$  indicar que a abordagem de fronteira de produção mostrou-se mais apropriada do que o modelo de função de produção média, os resultados dos testes de hipóteses apresentados na Tabela 3 indicam que: i) a forma funcional translog proveu uma melhor representação da fronteira de produção do que a especificação Cobb-Douglas e apresentou as condições de consistência teórica no ponto médio dos dados<sup>12</sup>; ii) o modelo de efeitos de ineficiência deveu ser incorporado às estimações; iii) os níveis das variáveis explicativas de fato afetaram conjuntamente as eficiências técnicas estimadas; iv) a escolha quanto à variável adotada como representativa do produto não comprometeu o ranking das eficiências técnicas estimadas. Tendo-se isso em vista, a seguir, as análises das estimações focarão os resultados obtidos sob os Modelos I e III, os quais adotaram forma funcional translog para sua fronteira de produção, incluíram o modelo de efeitos de ineficiência de Battese e Coelli (1995) e consideraram diferentes variáveis representativas de produto (soma do valor de produção dos estabelecimentos aos salários obtidos fora deles e apenas o valor de produção, respectivamente).

Retornando a análise às estimativas dos parâmetros da função de produção estocástica, apresentadas na Tabela 2, para os Modelos I e III, aponte-se que se deve ter cuidado na interpretação dos parâmetros estimados, uma vez que eles têm pouco significado *per se* na função translog. O cálculo das elasticidades em relação a cada insumo seria, na verdade, de maior interesse (ABDULAI; EBERLIN, 2001). Os valores dessas elasticidades calculadas nos

<sup>12</sup> Embora o primeiro grupo de testes tenham indicado a forma funcional translog como adequada, deve-se testar a consistência teórica da especificação – como indicam Sauer et al (2006), a robustez das sugestões de políticas baseadas em medidas de eficiência depende crucialmente de estimações bem fundamentadas teoricamente. Tendo-se isso em vista, foram avaliadas, no ponto médio da base de dados, as seguintes condições: a) monotonicidade; b) produtividade marginal decrescente; c) quase concavidade. Para ambos os Modelos I e III, as fronteiras de produção estimadas mostraram-se teoricamente consistentes no ponto médio dos dados. Idealmente a consistência teórica deve ser testada em todos os pontos de dados. Não se procedeu a esse teste exaustivo no presente trabalho, mas seria esperado que as condições de regularidade teórica não fossem atendidas em todos os pontos de dados, como é comum nas análises empíricas que empregam a forma funcional translog (THIAM, 2003).

valores médios dos insumos são apresentados na Tabela 4, empregando-se os parâmetros das fronteiras de produção estocásticas estimados para os Modelos I e III.

**Tabela 4 – Elasticidades da fronteira de produção em relação aos insumos**

|                        | Modelos |       |
|------------------------|---------|-------|
|                        | I       | III   |
| <b>Pessoal Ocupado</b> | 0,509   | 0,549 |
| <b>Capital</b>         | 0,272   | 0,290 |
| <b>Outros Insumos</b>  | 0,322   | 0,328 |
| <b>Área</b>            | 0,136   | 0,164 |

Fonte: resultados da pesquisa.

Em ambos os Modelos I e III a maior elasticidade da fronteira de produção, medida no valor médio dos insumos, referiu-se ao pessoal ocupado, sendo seguida por aquela dos outros insumos e por aquela do capital. A Tabela 4 indica que a variação percentual da área, por sua vez, seria acompanhada pela menor variação percentual da produção de melhor resposta, considerando-se o ponto médio do valor dos insumos, tanto no Modelo I, quanto no Modelo III, já que a elasticidade referente a esse insumo mostrou-se como a menos elevada.

Como aponta Barnes (2008), a medida dos retornos à escala pode ser obtida pela soma dessas elasticidades parciais. No caso do Modelo I, obteve-se uma soma igual 1,238, enquanto para o Modelo III ela foi igual a 1,330. Em ambos os modelos, portanto, a soma obtida mostrou-se superior à unidade, indicando retornos crescentes à escala no ponto médio do valor dos insumos. Isso sugere que, em média, os estabelecimentos agropecuários estavam operando em tamanho subótimo (THIAM, 2003).

## 6.2. Eficiências técnicas

Esta seção dedica-se a analisar os resultados das estimações das eficiências técnicas dos estabelecimentos representativos, obtidas a partir das fronteiras estocásticas de produção, sob os Modelos I e III. Tais estimações foram realizadas de acordo com a expressão (4). Primeiramente, são analisados os resultados obtidos para o Brasil como um todo, os quais são, então, segmentados por regiões.<sup>13</sup>

A Tabela 5 apresenta a distribuição das eficiências técnicas estimadas pelos Modelos I e III, para o Brasil como um todo, distinguindo os estabelecimentos representativos entre familiares e patronais. Pode-se observar que a escolha quanto às variáveis de produto (soma do valor de produção do estabelecimento e dos salários obtidos fora dele ou apenas o valor de produção) traz alterações que não são inexpressivas quanto às distribuições das eficiências técnicas estimadas considerando-se cada tipo de estabelecimentos agropecuários. Nota-se que sob o Modelo III, que não considera os salários obtidos fora dos estabelecimentos como parte de seus produtos, um maior número de estabelecimentos representativos familiares apresentou eficiência técnica correspondente a intervalos de resultados superiores (comparativamente ao que se observou sob o Modelo I) em detrimento das eficiências técnicas estimadas para os estabelecimentos representativos patronais.

Sob ambos os Modelos, porém, os produtores familiares apresentaram uma menor eficiência técnica média do que os produtores patronais. As médias dos índices de eficiência técnica dos estabelecimentos representativos familiares foram 0,54, sob o Modelo I, e 0,60, sob o Modelo III. Isso indica que, em média, com os mesmos níveis de insumos e tecnologia, a soma entre valor de produção dos estabelecimentos e os salários obtidos fora dele, no caso do Modelo I, ou o valor de produção, no caso do Modelo III, poderiam ser aumentados em 46

<sup>13</sup> Cabe apontar, novamente, que a classificação regional adotada no trabalho é diferente da usual divisão por grandes regiões brasileiras.

pontos percentuais e em 40 pontos percentuais, respectivamente. Esses resultados sugerem, assim, que ganhos substanciais de produto poderiam ser alcançados pelos estabelecimentos agropecuários familiares, dados os níveis existentes de insumos e tecnologia empregados pelos produtores. Por sua vez, os estabelecimentos representativos patronais apresentaram índices de eficiência técnica médios de 0,74 e 0,71 sob os Modelos I e III, nessa ordem.

**Tabela 5 – Distribuição das eficiências técnicas, Brasil**

|                  | Modelo I   |       |           |       | Modelo III |       |           |       |
|------------------|------------|-------|-----------|-------|------------|-------|-----------|-------|
|                  | Familiares |       | Patronais |       | Familiares |       | Patronais |       |
|                  | No         | %     | No        | %     | No         | %     | No        | %     |
| < 0,1            | 0          | 0,00  | 0         | 0,00  | 0          | 0,00  | 0         | 0,00  |
| [0,1 - 0,2[      | 78         | 1,50  | 0         | 0,00  | 56         | 1,07  | 4         | 0,08  |
| [0,2 - 0,3[      | 812        | 15,57 | 13        | 0,25  | 570        | 10,93 | 105       | 2,02  |
| [0,3 - 0,4[      | 883        | 16,93 | 187       | 3,60  | 775        | 14,86 | 363       | 6,98  |
| [0,4 - 0,5[      | 601        | 11,52 | 544       | 10,47 | 603        | 11,56 | 559       | 10,75 |
| [0,5 - 0,6[      | 591        | 11,33 | 627       | 12,06 | 449        | 8,61  | 538       | 10,35 |
| [0,6 - 0,7[      | 719        | 13,79 | 539       | 10,37 | 588        | 11,28 | 472       | 9,08  |
| [0,7 - 0,8[      | 779        | 14,94 | 615       | 11,83 | 813        | 15,59 | 703       | 13,52 |
| [0,8 - 0,9[      | 717        | 13,75 | 1724      | 33,17 | 1150       | 22,05 | 1666      | 32,05 |
| [0,9 - 1,0]      | 35         | 0,67  | 949       | 18,26 | 211        | 4,05  | 788       | 15,16 |
| <b>Média</b>     | 0,54       |       | 0,74      |       | 0,60       |       | 0,71      |       |
| <b>D. padrão</b> | 0,21       |       | 0,18      |       | 0,22       |       | 0,19      |       |
| <b>Mínimo</b>    | 0,13       |       | 0,25      |       | 0,12       |       | 0,17      |       |
| <b>Máximo</b>    | 0,94       |       | 0,96      |       | 0,95       |       | 0,95      |       |

Fonte: resultados da pesquisa.

A Figura 1<sup>14</sup> mostra as eficiências técnicas estimadas para os estabelecimentos representativos familiares (acima) e patronais (abaixo), por meio dos Modelos I e III, respectivamente. Resultados detalhados são apresentados em Imori (2011). Como seria esperado dado o alto valor da correlação de Spearman entre os Modelos I e III, indicado na Tabela 3, as representações mostram-se bastante semelhantes – os estabelecimentos representativos familiares ou patronais de cada município apresentaram em ambos os Modelos, frequentemente, índices de eficiência técnica que residiam em intervalos próximos.

A região Norte é que aquela que apresenta a menor eficiência técnica média considerando-se os estabelecimentos familiares, sob os Modelos I e III – sob ambos obteve-se o resultado de que mais de 70% dos produtores familiares apresentaram eficiência técnica inferior a 0,50. Em relação aos estabelecimentos patronais da região Norte, embora mais eficientes do que os familiares, eles também poderiam alcançar ganhos substanciais de produto, sob ambos os Modelos I e III – as eficiências técnicas médias estimadas nesses dois Modelos foram, respectivamente, 0,60 e 0,57. Na Figura 1 destaca-se, porém, que os estabelecimentos representativos patronais correspondentes a um alguns municípios do noroeste de Rondônia, do norte do Pará e do Amapá obtiveram índices de eficiência técnica superiores a 0,80.

<sup>14</sup> Aponte-se que, nestas Figuras, as áreas do território brasileiro com preenchimento em branco correspondem a municípios cujos dados necessários para a estimação das fronteiras estocásticas de produção e dos modelos de efeitos de ineficiência não estavam disponíveis na base utilizada no presente trabalho.

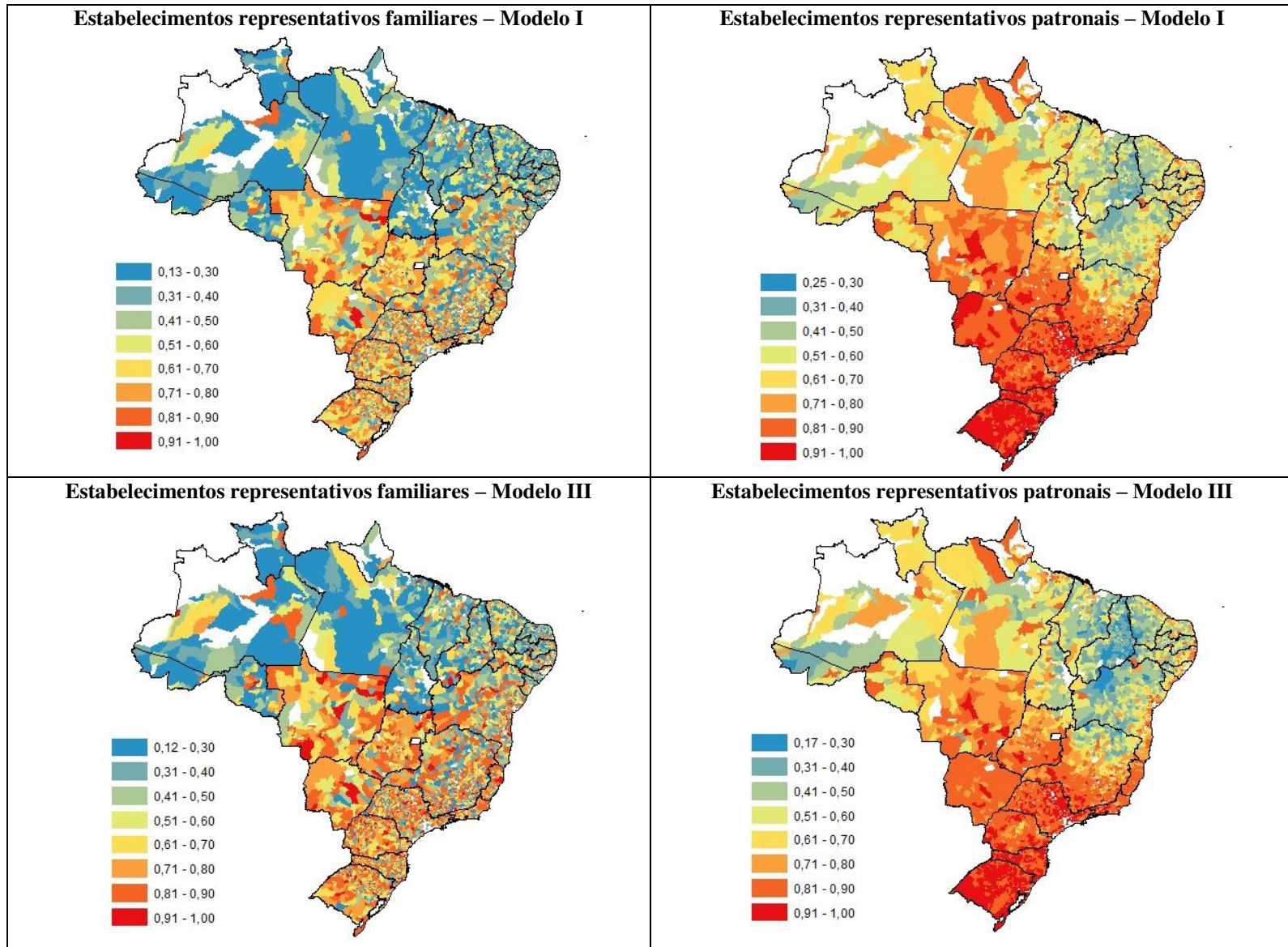


Figura 1 – Eficiência técnica estimadas dos estabelecimentos representativos familiares (esquerda) e patronais (direita), Modelos I (acima) e III (abaixo)

Relativamente à região Nordeste, aponte-se que seus estabelecimentos familiares também poderiam alcançar ganhos substanciais de produto, dados seus níveis de insumos e a tecnologia de produção nacional, uma vez que apresentaram baixas eficiências técnicas estimadas, em média: 0,46 e 0,53, sob os Modelos I e III, respectivamente. Quanto aos estabelecimentos representativos patronais, obteve-se que, sob as estimações de ambos os Modelos I e III, foi na região Nordeste que eles apresentaram, em média, as menores eficiências técnicas. Além disso, aponte-se que essa foi a única região em que, de acordo com os resultados do Modelo III, a eficiência média dos estabelecimentos representativos familiares não foi inferior à dos patronais – estes apresentaram eficiência técnica média de 0,52 (sob o Modelo I, 0,56). De acordo com a Figura 1, especialmente os estabelecimentos representativos patronais referentes a municípios do vale São-Franciscano da Bahia e do leste do Piauí mostraram baixa eficiência técnica segundo as estimações dos Modelos I e III. Por outro lado, observa-se que os estabelecimentos representativos patronais correspondentes às áreas mais próximas da costa nordestina apresentaram eficiências técnicas consideravelmente elevadas sob ambos os Modelos – com destaque para os estados da Bahia e de Pernambuco, em que grande parte dos estabelecimentos representativos patronais referentes a municípios litorâneos obtiveram índices de eficiência técnica superiores a 0,80.

A região Sudeste encontrou-se em posição intermediária quanto às eficiências técnicas estimadas para seus estabelecimentos representativos familiares, tanto sob o Modelo I, quanto sob o Modelo III – seus índices médios foram 0,58 e 0,64, respectivamente. Em relação aos índices de eficiência técnica estimados para os estabelecimentos representativos patronais, aponta-se que a média apresentada pela região Sudeste foi menor apenas do que na região Sul (0,85, sob o Modelo I, 0,83, sob o Modelo III). Segundo a Figura 1, os estabelecimentos representativos patronais imbuídos de eficiências técnicas superiores a 0,90 na região Sudeste corresponderam a municípios localizados principalmente nas áreas do nordeste de São Paulo, sul de Minas Gerais (além de Uberaba e Uberlândia, nesse estado) e sul do Rio de Janeiro.

Quanto ao Sul e ao Centro-Oeste do país, indica-se que tais regiões obtiveram índices de eficiência técnica para seus estabelecimentos familiares cujas médias não diferiram estatisticamente entre si, mas foram superiores às das demais regiões do país, tanto se considerando o Modelo I, quanto o Modelo III – o Sul apresentou médias de 0,64 e 0,69, respectivamente, enquanto o Centro-Oeste apresentou médias de 0,66 e 0,71. Relativamente aos estabelecimentos patronais, como apontado no parágrafo anterior, a região Sul apresentou a maior eficiência técnica média no país – sob ambos os Modelos, 0,89. Destaca-se, nessa região, a grande proporção de municípios cujos estabelecimentos representativos patronais obtiveram índices de eficiência superiores a 0,90: 54,20%, de acordo com o Modelo I, 46,06%, de acordo com o Modelo III. De acordo com a Figura 1, tais municípios localizavam-se, na região Sul, especialmente nas áreas oeste de seus estados. Quanto ao Centro-Oeste, tal região encontrou-se em posição intermediária quanto à eficiência técnica de seus estabelecimentos representativos patronais (0,82 sob o Modelo I, 0,78 sob o Modelo III). A Figura 1 indica que os índices de eficiência superiores a 0,80 correspondiam a municípios principalmente do Mato Grosso do Sul e das áreas do sul dos estados de Mato Grosso e Goiás.

### **6.3. Modelo de efeitos de ineficiência**

Analisa-se, agora, os parâmetros estimados para os modelos de efeitos de ineficiência, inseridos nos Modelos I e III, cujos resultados foram apresentados na Tabela 2. Para a interpretação dos efeitos dessas variáveis, aponte-se que, dado que no modelo de efeitos de ineficiência de Battese e Coelli (1995) a variável dependente é o elemento referente à ineficiência no termo de erro ( $U_i$ ), um sinal negativo do parâmetro indica que a respectiva

variável favorece a eficiência técnica, enquanto que para um sinal positivo o contrário é verdadeiro.

Primeiramente, avaliam-se os efeitos das variáveis explicativas que não são do tipo *dummy*. Em relação à composição da produção, os resultados obtidos para ambos os Modelos I e III indicam que, em detrimento à categoria de utilização de área omitida da especificação aqui empregada – qual seja, aquela ocupada por matas e florestas, ou não aproveitável para a agropecuária –, aumentar as proporções de área destinadas a qualquer uma das demais atividades (pecuária, agricultura de lavouras temporárias ou agricultura de lavouras permanentes) teria efeito positivo e estatisticamente significativo sobre a eficiência técnica dos estabelecimentos rurais. Trata-se de um resultado compreensível: tudo o mais constante, a alocação de maior proporção da área dos estabelecimentos a atividades cujas produções contribuem mais grandemente para a composição das variáveis de produto dos Modelos I e III esperadamente levaria a maiores medidas de eficiência técnica.

O parâmetro referente à educação formal foi estimado como negativo e significativo nos modelos de efeitos de ineficiência dos dois Modelos, I e III. Isso indica que um aumento do número de anos de estudo da população adulta de dado município levaria a uma maior eficiência técnica de seus estabelecimentos agropecuários. Trata-se de uma forte indicação de que, em concordância com o teorizado por grande parte da literatura, também na agropecuária brasileira a educação atuaria como propulsora da eficiência técnica, propiciando que os processos de captação de informação e de tomada de decisões por parte dos produtores sejam mais rápidos e mais bem acabados (e.g., BATTESE; COELLI, 1995; BATTESE; BROCA, 1997; ABDULAI; EBERLIN, 2001; SOLÍS *et al*, 2009).

Já o outro componente de capital humano incluído no modelo de efeitos de ineficiência do presente trabalho, a habilidade de gerenciamento dos produtores (consolidada de acordo com seus grupos de anos de direção dos trabalhos dos estabelecimentos), apresentou, nos resultados aqui apresentados, parâmetro significativo a 5% apenas no Modelo III. Ou seja, apenas no Modelo em que não se agregaram os salários obtidos fora dos estabelecimentos aos seus valores de produção como variável de produto da fronteira estocástica, a habilidade de gerenciamento mostrou-se significativa e positivamente relacionada à eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários. Assim, na aplicação empírica desenvolvida por meio do Modelo III do presente trabalho, houve indícios de que o efeito positivo da experiência dos produtores sobre a eficiência técnica sobressairia os aspectos desfavoráveis que acompanhariam o seu aumento de idade (WILSON *et al*, 2001). No entanto, o parâmetro relativo à habilidade de gerenciamento não se mostrou significativo no modelo de efeitos de ineficiência contido no Modelo I, em que se considerou como variável de produto a soma entre salários obtidos fora dos estabelecimentos e seus valores de produção – não se trata de um caso isolado na literatura empírica sobre a eficiência técnica da agropecuária (e.g., SHERLUND *et al*, 2002; THIAM, 2003; PAUL *et al*, 2004; SOLÍS *et al*, 2009).

Uma possível explicação para a ausência de significância do parâmetro referente à habilidade de gerenciamento na estimação apenas do Modelo I seria que a obtenção de salários fora do estabelecimento – incorporados na variável de produto nesse Modelo – seria mais expressiva entre os produtores mais jovens. Possivelmente, tais produtores têm acesso mais frequente a postos de trabalho, tanto em estabelecimentos rurais dirigidos por outrem, quanto em setores urbanos, o que amplia seu produto tal como considerado pelo Modelo I e, dados os insumos empregados, também sua eficiência técnica. Com isso, amenizar-se-ia a relação significativamente positiva verificada no Modelo III entre eficiência técnica e habilidade de gerenciamento. No entanto, claramente a questão merece um estudo mais detido, o qual, porém, encontra-se além do escopo do presente trabalho.

Com relação ao acesso a crédito, os resultados das estimações dos Modelos I e III sugeriram que ele teria influência positiva sobre a eficiência técnica na aplicação empírica do presente trabalho, uma vez que o parâmetro estimado referente à variável de financiamentos apresentou sinal negativo nos respectivos modelos de efeitos de ineficiência. Assim, como indica Helfand (2003), parece que, de fato, no caso brasileiro, o acesso a crédito levaria os estabelecimentos a escolherem combinações mais apropriadas de insumos e produtos, ao facilitar o emprego de qualidades superiores e a aquisição de informações necessárias para um melhor desempenho. Trata-se de um resultado, ainda que não unânime (e.g., BATTESE; BROCA, 1997; SOLÍS *et al*, 2009), também verificado em aplicações empíricas referentes a outras regiões (e.g., LIU; ZHUANG, 2000; ABDULAI; EBERLIN, 2001).

À semelhança do resultado obtido para a variável de habilidade de gerenciamento dos produtores, o parâmetro da variável referente à situação do produtor em relação à terra apresentou-se significativo apenas no modelo de efeitos de ineficiência correspondente ao Modelo III. Nesse Modelo, em que não se consideram os salários obtidos fora dos estabelecimentos como componentes de suas produções, a relação estatisticamente significativa e positiva entre o percentual de proprietários nos municípios e a eficiência técnica sugeriu ser válida a ideia de que a propriedade da terra reduz riscos e incentiva o investimento em técnicas que permitam maior produtividade (GEBREMEDHIN; SWINTON, 2003). No entanto, a aplicação empírica desenvolvida sob o Modelo I, em que a variável de produto foi considerada como a soma entre salários obtidos fora dos estabelecimentos e seus valores de produção, não encontrou uma relação estatisticamente significativa entre situação do produtor em relação à terra e eficiência técnica, o que constitui um resultado recorrente na literatura (e.g., BATTESE; BROCA, 1997; IGLIORI, 2005).

Novamente, portanto, tal como quanto à variável referente à habilidade de gerenciamento, obteve-se parâmetro estatisticamente significativo para a variável relativa à situação do produtor em relação à terra no Modelo III. Uma tentativa de explicação seria que, na existência de título de propriedade, produtores dedicar-se-iam mais intensivamente a atividades produtivas relacionadas a seus estabelecimentos, o que ampliaria seu produto frente a produtores que apresentem diferente situação em relação à terra. Com isso, seria verificada a relação significativamente positiva entre eficiência técnica e propriedade da terra na estimação do Modelo III. Entretanto, a análise mais cuidadosa da questão, embora bastante interessante, encontra-se além do escopo do presente trabalho.

Os parâmetros das variáveis inseridas no modelo de efeitos de ineficiência como controles ambientais mostraram-se estatisticamente significantes em ambos os Modelos I e III, sugerindo que tais fatores de fato influenciam a eficiência técnica da agropecuária brasileira. Assim, em média, no Brasil, maiores altitudes estão relacionadas com menores eficiências técnicas. Uma possível explicação para tanto é a dificuldade que terrenos mais acidentados, comumente associados no país a altitudes mais elevadas, dificultam a boa utilização da mecanização, de modo que o capital dos estabelecimentos rurais localizados nessas áreas pode ser subutilizado. Quanto aos demais controles ambientais, observou-se que, em média e considerando-se o país como um todo, temperaturas maiores estão relacionadas com menores eficiências técnicas, sendo o contrário válido para a precipitação pluviométrica.

Tendo sido realizadas as análises dos parâmetros estimados para as variáveis em nível do modelo de efeitos de ineficiência, avaliam-se agora os efeitos auferidos das variáveis *dummy* sobre as eficiências técnicas dos estabelecimentos agropecuários pela análise empírica do presente trabalho. Primeiramente, analisam-se os resultados para a variável de interesse central para o estudo, qual seja, a *dummy* indicativa do caráter familiar (=1) ou patronal (=0) do estabelecimento representativo. A Tabela 2 apresenta, relativamente a ambos os Modelos I e III, parâmetros de máxima-verossimilhança positivos e estatisticamente significantes para a *dummy* indicativa de caráter familiar no modelo de efeitos de ineficiência. Os resultados



sugerem, portanto, que, condicionalmente às demais variáveis do modelo de efeitos de ineficiência, o caráter familiar esteja negativamente relacionado à eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários.

Quanto à relação entre a heterogeneidade de cada região<sup>15</sup> brasileira e a eficiência técnica de seus estabelecimentos agropecuários, um ponto bastante importante é relativo à análise da Figura 1, que mapeou os índices de eficiência técnica estimados a partir das fronteiras estocásticas de produção dos Modelos I e III, respectivamente, e os resultados obtidos para os parâmetros das *dummies* relativas às regiões nos seus modelos de efeitos de ineficiência. Deve-se enfatizar que, diferentemente dos índices de eficiência técnica ilustrados pela Figura 1, as relações mensuradas entre as variáveis do modelo de efeitos de ineficiência, inclusive as *dummies* regionais, e o desempenho dos estabelecimentos produtivos são condicionais aos demais fatores considerados no modelo. Como será visto a seguir, essa observação é especialmente importante para o caso da região Nordeste brasileira.

A Tabela 2 aponta que, primeiramente, para o Modelo I, obteve-se parâmetro positivo e significativo a 10% para a *dummy* referente à região Norte no modelo de efeitos de ineficiência. Portanto, dados os controles indicados, os estabelecimentos agropecuários da região Norte mostraram-se, em média, menos eficientes do que aqueles da região Sul (omitida da especificação). Por sua vez, o parâmetro da *dummy* da região Centro-Oeste no modelo de efeitos de ineficiência do Modelo I foi estimado como negativo e estatisticamente significativo. Assim, dados os controles, pode-se entender que a eficiência técnica estimada para os estabelecimentos da região Centro-Oeste, em média, foi maior do que para a região Sul.

Também a partir da Tabela 2 pode-se depreender que os resultados quanto às heterogeneidades regionais diferiram no Modelo III, em que se considera como variável de produto apenas o valor de produção dos estabelecimentos (em oposição à sua soma com os salários obtidos fora dos estabelecimentos, empregado no Modelo I). A principal diferença em relação aos resultados obtidos no Modelo I refere-se à significância estatística do parâmetro negativo referente à *dummy* da região Nordeste no modelo de efeitos de ineficiência. Assim, infere-se que, no caso em que se considera apenas o valor de produção como variável de produto, a região Nordeste, dados os fatores do modelo de efeitos de ineficiência – ou seja, condicionalmente a apresentar níveis iguais aos da região Sul para as variáveis relativas à composição da produção, educação, habilidade de gerenciamento, relação do produtor em relação à terra, acesso a crédito e aspectos ambientais –, estaria mais positivamente relacionada à eficiência técnica da agropecuária, relativamente à região Sul. Também diferentemente do que foi observado para o Modelo I, o parâmetro da *dummy* referente à região Norte não foi significativo nos resultados obtidos para o Modelo III. Por outro lado, também no Modelo III os estabelecimentos agropecuários da região Centro-Oeste mostraram-se, em média e dados os controles do modelo de efeitos de ineficiência, mais eficientes do que aqueles da região Sul.

Dos resultados acima indicados, portanto, pode-se destacar a maior eficiência técnica apresentada, em média e dados os controles do modelo de efeitos de ineficiência, pelos estabelecimentos agropecuários da região Centro-Oeste, a qual foi verificada em ambos os Modelos I e III. Esse não é um resultado surpreendente, dado que, sobretudo entre os produtores patronais, a produção agropecuária dessa região, fronteira da expansão agrícola brasileira (BAER, 2008), pauta-se principalmente em *commodities* intensivas em tecnologia e de alto valor de mercado, com destaque para a soja (NEAD, 2010). Aponte-se que na seção anterior desse trabalho foi visto que as médias das eficiências técnicas estimadas para a região

---

<sup>15</sup> Cabe apontar, novamente, que a classificação regional adotada no presente trabalho é diferente da usual divisão por grandes regiões brasileiras. Detalhes dessa classificação, bem como sua justificativa, podem ser encontrados na Seção 2.2.

Centro-Oeste, sob ambos os modelos, não foram superiores àquelas da região Sul, tanto no caso da produção familiar, quanto patronal. Ressalte-se, assim, o resultado de que o parâmetro da *dummy* relativa ao Centro-Oeste nos modelos de efeitos de ineficiência ter sido significativo e negativo é indicativo de maior eficiência nessa região, condicionalmente aos demais fatores considerados no modelo de efeitos de ineficiência.

Com relação à região Norte, obteve-se que seus estabelecimentos agropecuários apresentaram, em média e condicionalmente aos demais fatores, menor eficiência estimada do que a região Sul do país sob o Modelo I, mas não sob o Modelo III. Uma justificativa possível para esse resultado seria que a inserção média dos produtores em atividades remuneradas fora do estabelecimento seja menos pronunciada na região Norte, o que relativamente diminuiria sua variável de produto tal como considerada pelo Modelo I. Tal justificativa tentativa também pode ser indicada para o caso da região Nordeste, a qual apresentou, em média e dados os controles, estabelecimentos agropecuários com maior eficiência técnica de acordo com o Modelo III, mas não de acordo com o Modelo I. Trata-se de um resultado que merece destaque, uma vez que rompe com a frequente associação entre ineficiência produtiva e essa região brasileira – no entanto, assim como suas implicações, tal resultado deve ser analisado com cuidado.

Como pôde ser visualizado por meio da Figura 1, de fato as eficiências técnicas estimadas pelo Modelo III mostraram-se baixas para os estabelecimentos representativos pertencentes à região Nordeste, tanto para os produtores familiares, quanto para os patronais. No entanto, aqui cabe reforçar o ponto de que os resultados para os parâmetros das *dummies* no modelo de efeitos de ineficiência foram obtidos por meio da estimação condicional aos demais fatores presentes na expressão do modelo de efeitos de ineficiência. O resultado de que, no Modelo III, o parâmetro da *dummy* referente à região Nordeste no modelo de efeitos de ineficiência mostrou-se negativa e significativa indica que, dados os outros controles do modelo, os estabelecimentos agropecuários nordestinos apresentar-se-iam como mais eficientes tecnicamente do que aqueles da região Sul do país. Tem-se, assim, que a baixa média das ineficiências técnicas da região Nordeste, indicadas pela Figura 1, pode ser explicada por sua desvantagem em termos de capital humano e de fatores estruturais que influenciam o desempenho dos produtores rurais. Em outras palavras, tem-se que, caso as condições objetivas de produção da agropecuária do Nordeste, tais como descritas pelos controles do modelo de efeitos de ineficiência, fossem iguais às observadas pelos produtores da região Sul, os estabelecimentos nordestinos apresentariam, em média, maior eficiência técnica dos que os sulistas. Seria, certamente, de grande interesse uma investigação mais aprofundada desse resultado, a qual, porém, encontra-se além do escopo do presente trabalho.

É possível ainda distinguir regionalmente o efeito do caráter familiar dos estabelecimentos agropecuários sobre a eficiência técnica por meio de uma especificação do modelo de efeitos de ineficiência em que são inseridas interações entre as *dummies* referentes ao caráter familiar dos estabelecimentos e às regiões. Os resultados dessas estimativas, omitidos aqui por restrição de espaço, são apresentados em Imori (2011).<sup>16</sup>

## 7. Considerações finais

Dado que uma grande proporção da população pobre brasileira vive em áreas rurais, pode-se considerar o desenvolvimento da agropecuária como uma das principais

---

<sup>16</sup> Entre os principais resultados, tem-se que, no Modelo III, dados os controles do modelo de efeitos de ineficiência, com exceção daqueles localizados na região Norte, em média os estabelecimentos familiares da região Sul são mais eficientes tecnicamente do que os das demais regiões do país (em consonância com o que seria esperável dado o desenvolvimento histórico da produção familiar no país), enquanto seus estabelecimentos patronais são menos eficientes, dados os controles apresentados na expressão.

possibilidades de aliviar-se a pobreza. Embora o desenvolvimento de novas tecnologias para aumentar a produtividade possa ser considerado como opção ótima, exige tempo e pode requerer consideráveis investimentos. Assim, uma alternativa para isso seria tirar o máximo proveito dos insumos disponíveis e da tecnologia existente por meio da melhoria da eficiência técnica dos produtores rurais. Com isso em vista, o objetivo amplo do presente trabalho foi analisar a eficiência técnica dos estabelecimentos agropecuários do Brasil, tendo como base os dados do Censo Agropecuário 2006. Em especial, procurou-se avaliar a disparidade entre as eficiências dos produtores familiares e patronais no país – esse ponto tem importância porque, apesar de ser marcada por diversas restrições à sua produção, a agropecuária familiar desempenha papéis de grande importância, dos pontos de vista histórico, social e econômico. Aponte-se, também, a grande diferenciação regional apresentada pelos produtores familiares no Brasil. Isso levou à preocupação de se analisar também regionalmente o desempenho desses produtores. O presente trabalho utilizou o modelo de fronteiras estocásticas de produção, tal como apresentado por Battese e Coelli (1995). Com isso, foi possível estimar simultaneamente fronteiras estocásticas – em relação às quais as eficiências técnicas são mensuradas – e avaliar como fatores exógenos à escolha dos produtores afetam seus desempenhos, de modo que se permite, assim, analisar-se o papel de políticas públicas relativas à eficiência.

Um ponto primeiro entre os resultados obtidos no trabalho é de que os produtores familiares apresentaram, em média, baixo desempenho relativamente aos patronais. Também condicionalmente, considerando-se fatores referentes ao capital humano e condições estruturais de produção, o caráter familiar de mostrou-se relacionado a menor eficiência técnica. Ou seja, esses fatores, que afetam a agropecuária como um todo, tais como considerados no presente trabalho, não puderam explicar completamente o diferencial de eficiência entre os grupos de produtores, tanto no Brasil, como em suas regiões. Isso implica que políticas públicas que visem ampliar a competitividade da agropecuária familiar frente à patronal, por meio do aprimoramento de sua eficiência técnica, devem ser elaboradas preferencialmente de modo específico para esses produtores. Nesse contexto, mostra-se necessário analisar e lidar com prováveis falhas de mercado que estejam dificultando o acesso dos produtores familiares a insumos de melhor qualidade e a culturas de valor mais elevado, de modo a fortalecer as economias locais.

Entre as variáveis consideradas no modelo de efeitos de ineficiência, destaque-se o efeito constatado para a educação formal dos municípios a que correspondiam os estabelecimentos representativos. Assim, tem-se que políticas públicas voltadas à educação formal da população em geral afetam positiva e expressivamente a eficiência técnica do setor rural. Pode-se apontar que, principalmente em um cenário pautado pela modernização da agropecuária, em que se torna premente a necessidade de obter e analisar informações de forma rápida e decisiva, o investimento em educação deve ser considerado elemento central em uma estratégia designada a aprimorar o desempenho da produção rural.

Nesse contexto da modernização da agropecuária brasileira, destaque-se a implicação do resultado obtido para a variável relativa a financiamentos no modelo de efeitos de ineficiência do presente trabalho para o desenho de políticas públicas: observou-se significativa e positiva relação entre o acesso a crédito e a eficiência técnica dos estabelecimentos rurais. A elaboração e a disponibilidade de linhas de crédito adequadas podem ser indicadas como primordiais para a competitividade dos produtores, especialmente em mercados de produções modernas e exigentes.

Aspecto importante para a elaboração de políticas públicas é dado por suas implicações em nível regional. Como se indicou ao longo desse trabalho, a agropecuária apresenta aspectos históricos, sociais e econômicos, bem como desempenhos, variáveis entre as regiões brasileiras, de modo que é esperável que políticas públicas voltadas ao setor rural

tenham efeitos diferenciados regionalmente. Em especial, aponte-se que tais políticas podem, de fato, acentuar as disparidades regionais constatadas entre os desempenhos dos produtores rurais. Por outro lado, os resultados em nível regional obtidos no presente trabalho indicam que a possibilidade de crescimento da eficiência técnica por meio de políticas públicas que aprimorem condições do contexto produtivo, tais como dadas pelos fatores considerados no modelo de efeitos de ineficiência, é especialmente grande nos municípios da área de atuação da SUDENE. Trata-se de um resultado importante, uma vez que indica instrumentos objetivos para se aumentarem as produções, dados os insumos disponíveis e a tecnologia existente, em uma região em que, em média, verificam-se desempenhos rurais aquém daqueles de outras regiões do país.

Além de tais considerações sobre os resultados quantitativos e qualitativos, o presente trabalho indicou possibilidades de estudos futuros, baseadas principalmente em limitações defrontadas por sua análise. Entre tais limitações, destacam-se as decorrentes das restrições impostas pela base de dados disponível. Aponte-se que os resultados no presente trabalho são baseados em dados em *cross-section*. Outra limitação decorrente da indisponibilidade de dados corresponde ao fato de que variáveis apontadas pela literatura como relacionadas à eficiência técnica da agropecuária não puderam ser consideradas na especificação do modelo de efeitos de ineficiência, de modo que seus efeitos não puderam ser avaliados empiricamente. Entre tais variáveis, podem-se destacar aquelas relacionadas ao acesso a serviços de assistência e ao associativismo.

Outra possibilidade de estudos futuros concerne à questão da relação entre as atividades realizadas fora dos estabelecimentos rurais e o desempenho dos produtores, a qual constitui recente objeto de atenção da literatura. Embora o presente trabalho tenha contemplado esse ponto de modo consideravelmente limitado (em parte devido à tecnologia de produto único aqui considerada), questões relevantes foram levantadas, o que leva ao interesse de trabalhos futuros que mais profundamente o explorem.

Uma importante observação a ser feita, por fim, concerne ao questionamento sobre a sustentabilidade da alternativa indicada no presente trabalho para o problema da pobreza rural, qual seja, o aprimoramento do desempenho dos produtores agropecuários, em especial daqueles de caráter familiar. Embora o incremento da eficiência técnica possa, no curto prazo, compensar fatores de expulsão em áreas rurais mais pobres, amenizando a dinâmica de esvaziamento da mão de obra, deve-se indagar se tal incremento seria um contrapeso sustentável e suficiente no longo prazo, em especial à medida que os custos de oportunidade para os membros do grupo familiar aumentarem na forma de novas oportunidades oferecidas nos centros urbanos, especialmente aos jovens. Claramente, é desejável que se criem melhores oportunidades aos produtores e às suas famílias, de modo que, então, emergem outras questões: “como integrar essa mão de obra rural aos mercados urbanos, de modo que não seja precário? Quais as perspectivas para a produção agropecuária, em especial de culturas tipicamente familiares?” Entre outros, esses questionamentos são necessários para estudos futuros acerca da agropecuária familiar brasileira.

Mesmo com limitações, algumas já apontadas, acredita-se que o trabalho tenha contribuído para a discussão acerca da eficiência técnica dos produtores agropecuários brasileiros, bem como sobre os fatores exógenos que afetam seu desempenho econômico, fornecendo subsídios para o desenho mais cuidadoso de políticas públicas voltadas à minimização das ineficiências existentes no setor rural do Brasil e de suas regiões.

## Referências

- ABDULAI, Awudu. *Technical efficiency during economic reform in Nicaragua: evidence from farm household survey data*. **Economic Systems**. V. 25, pp. 113-125, 2001.
- ABRAMOVAY, Ricardo. *Agricultura familiar e uso do solo*. **São Paulo em Perspectiva**. V. 11, n.2, pp. 73-78.

- AIGNER, Denis *et al.* *Formulation and estimation of stochastic frontier production function models*. **Journal of Econometrics**. V. 6, pp. 21-37, 1977.
- ALMEIDA, Alexandre N. *Three essays in agricultural development in Central America: semiparametric analyses using panel data*. Mansfield, 2010. Tese (Doutorado em Economia Agrícola) – University of Connecticut.
- ALVAREZ, Antonio; ARIAS, Carlos. *Technical efficiency and farm size: a conditional analysis*. **Agricultural Economics**. V.30, pp. 241-250, 2004.
- ALVES, Eliseu. O que significam as medidas de produtividade da agricultura? **Revista de Economia e Agronegócio**. V. 8, n. 3, pp. 349-370, 2011.
- BAER, Werner. *The Brazilian Economy: Growth and Development*, 6th ed. Boulder: Lyanne Rienner Publishers, 2008.
- BARNES, Andrew. *Technical efficiency estimates of Scottish agriculture: a note*. **Journal of Agricultural Economics**. V. 59, n. 2, pp. 370-376, 2008.
- BATTESE, George E. *Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics*. **Agricultural Economics**. V. 7, pp. 185-208, 1992.
- BATTESE, George E.; BROCA, Sumiter S. *Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farms in Pakistan*. **Journal of Productivity Analysis**. V. 8, pp. 395-414, 1997.
- BATTESE, George E.; COELLI, Timothy J. *A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production functions for panel data*. **Empirical Economics**. V. 20, pp. 325-332, 1995.
- BATTESE, George E.; COELLI, Timothy J. *A stochastic frontier function incorporating a model for technical inefficiency effects*. Working papers in econometrics and applied statistics, University of New England, n. 69, 1993.
- BATTESE, George E.; COELLI, Timothy J. *Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India*. **Journal of Productivity Analysis**. V. 3, pp. 153-169, 1992.
- BATTESE, George E.; CORRA, Greg S. *Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of the eastern Australia*. **Australian Journal of Agricultural Economics**. V. 21, pp. 169-179, 1977.
- BRAVO-URETA, Boris E.; PINHEIRO, António E. *Efficiency analysis of developing country agriculture: a review of the frontier function literature*. **Agricultural and Resource Economics Review**. V. 22, n. 1, pp.88-101, 1993.
- BRAVO-URETA, Boris E. *et al.* *Technical efficiency in farming: a meta-regression analysis*. **Journal of Productivity Analysis**. V. 27, pp.57-72, 2007.
- BUAINAIN, Antônio Márcio (Org.). **Agricultura familiar e inovação tecnológica no Brasil: características, desafios e obstáculos**. Campinas: Editora da UNICAMP, 2007.
- CHAVAS, Jean-Paul *et al.* *Farm household production efficiency: evidence from Gambia*. **American Journal of Agricultural Economics**. V. 87, n. 1, pp. 160-179, 2005.
- COELLI, Timothy J. *Recent developments in the frontier modeling and efficiency measurement*. **Australian Journal of Agricultural Economics**. V. 39, n. 3, pp. 219-245, 1995.
- COELLI, Timothy J. *et al.* *An introduction to efficiency and productivity analysis*, 2nd ed. New York: Springer, 2005.
- DAVIDOVA, Sophia; LATRUFFE, Laure. *Relationships between technical efficiency and financial management for Czech Republic farms*. **Journal of Agricultural Economics**. V. 58, n. 2, pp. 269-228, 2007.
- FURTUOSO, M. C. O.; GUILHOTO, J. J. M. Estimativa e mensuração do Produto Interno Bruto do agronegócio da economia brasileira, 1994 a 2000. **Revista Brasileira de Economia e Sociologia Rural**. V. 41, n. 4, pp. 803-827, 2003.
- GEBREMEDHIN, Bernahu; SWINTON, Scott M. *Investment in soil conservation in northern Ethiopia: the role of land tenure security and public programs*. **Agricultural Economics**. V. 29, pp. 69-84, 2003.
- GORTON, Matthew; DAVIDOVA, Sophia. *Farm productivity and efficiency in the CEE applicant countries: a synthesis of results*. **Agricultural Economics**. V. 30, pp. 1-16, 2004.
- GUANZIROLI, Carlos E. *et al.* **Agricultura familiar e reforma agrária no século XXI**. Rio de Janeiro: Garamond, 2001.
- GUILHOTO, J. J. M. *et al.* **O PIB do Agronegócio no Brasil e no Estado da Bahia**. In: Anais do XLV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, 2007.
- GUILHOTO, J. J. M. *et al.* **A participação da agricultura familiar no PIB do Brasil e de seus estados (2006-2008)**. Brasília: NEAD, 2010.
- HADLEY, David. *Patterns in technical efficiency and technical change at the farm-level in England and Wales, 1982-2002*. **Journal of Agricultural Economics**. V. 57, n. 1, pp. 81-100, 2006.

- HELFAND, Steven M. Determinantes da eficiência técnica no centro-oeste brasileiro. *In: HELFAND, Steven M; REZENDE, Gervásio Castro (Org.). Região e espaço no desenvolvimento agrícola brasileiro*. Rio de Janeiro: IPEA, 2003.
- HELFAND, Steven M.; LEVINE, Edward S. *Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian Center-West*. **Agricultural Economics**. V. 31, pp. 241-249, 2004.
- HELFAND, Steven M. *et al.* Pobreza e desigualdade de renda no Brasil rural: uma análise da queda recente. **Pesquisa e Planejamento Econômico**. V. 39, n.1, pp. 59-80, 2009.
- IGLIORI, Danilo Camargo. *Determinants of technical efficiency in agriculture and cattle ranching: a spatial analysis for the Brazilian Amazon*. *In: Anais do XXXIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC*, 2005.
- IMORI, Denise. **Eficiência produtiva da agropecuária familiar e patronal nas regiões brasileiras**. São Paulo, 2011. Dissertação (Mestrado) – Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Censo Agropecuário 2006: agricultura familiar, primeiros resultados**. 2010.
- KODDE, David A.; PALM, Franz C. *Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions*. **Econometrica**. V. 54, n. 5, pp. 1243-1248, 1986.
- KUMBHAKAR, Subal C. *et al.* **Stochastic frontier analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- LIU, Zinan; ZHUANG, Juzhong. *Determinants of technical efficiency in post-collective Chinese agriculture: evidence from farm-level data*. **Journal of Comparative Economics**. V. 28, pp. 545-564, 2000.
- MAGALHÃES, Marcelo Marques *et al.* *Land Reform in NE Brazil: a stochastic frontier production efficiency evaluation*. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. V. 49, n. 1, pp. 9-29, 2011.
- MARCHAND, Sébastien. *Technical efficiency, farm size and tropical deforestation on the Brazilian Amazonian forest*. Document de travail de la série Etudes et Documents, CERDI-CNRS, Université d'Auvergne, n.2, 2010.
- NISHIMIZU, Mieko; PAGE, John M. *Total factor productivity growth, technological progress and technical efficiency change: dimensions of productivity change in Yugoslavia, 1965-78*. **The Economic Journal**. V. 92, n. 368, pp. 920-936, 1982.
- OLSON, Kent; VU, Linh. *Economic Efficiency and Factors Explaining Differences Between Minnesota Farm Households*. *In: Anais do 2007 Annual Meeting American Agricultural Economics Association*, 2007.
- PAUL, Catherine Morrison *et al.* *Scale economies and efficiency in U.S. agriculture: are traditional farms history?* **Journal of Productivity Analysis**. V.22, pp. 185-205, 2004.
- PEROBELLI, Fernando Salgueiro *et al.* *Produtividade do setor agrícola brasileiro (1991-2003): uma análise espacial*. **Nova Economia**. V. 17, n.1, pp. 65-91, 2007.
- QUEIROZ, Carlos Roberto Alves; POSTALI, Fernando Antonio Slaibe. **Rendas do petróleo e eficiência tributária dos municípios brasileiros**. *In: Anais do XXXVIII Encontro Nacional de Economia – ANPEC*, 2010.
- SAUER, Johannes *et al.* *Stochastic efficiency measurement: the curse of theoretical consistency*. **Journal of Applied Economics**. V. 9, n.1, pp. 139-165, 2006.
- SCHULTZ, Theodore W. **Transforming traditional agriculture**. New Haven: Yale University Press, 1964.
- SCHULTZ, Theodore W. *Nobel Lecture: the economics of being poor*. **Journal of Political Economy**. V. 88, n. 41, pp. 639-651, 1980.
- SHERLUND, Shane M. *et al.* *Smallholder technical efficiency controlling for environmental production conditions*. **Journal of Development Economics**. V. 69, pp. 85-101, 2002.
- SILVA E SOUZA, Geraldo *et al.* **Technical Efficiency in Brazilian Agriculture: a Stochastic Frontier Approach**. *In: Anais do XLVII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural*, 2009.
- SOLÍS, Daniel Alejandro. *Household productivity and investment in soil conservation: evidence from small-scale hillside farmers in Central America*. Mansfield, 2005. Tese (Doutorado em Economia Agrícola) – University of Connecticut.
- SOLÍS, Daniel *et al.* *Technical Efficiency among peasant farmers participating in natural resource management programmes in Central America*. **Journal of Agricultural Economics**. V. 60, n. 1, pp. 202-219, 2009.
- TAYLOR, T. G.; SHONKWILER, J. S. *Alternative stochastic specifications of the frontier production function in the analysis of agricultural credit programs and technical efficiency*. **Journal of Development Economics**. V. 21, pp. 149-160, 1986.
- THIAM, Abdourahmane. *Primal versus dual farm efficiency: econometric evidence from Senegal*. Mansfield, 2003. Tese (Doutorado em Economia Agrícola) – University of Connecticut.
- VICENTE, José R. *Economic Efficiency of Agricultural Production in Brazil*. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. V. 42, n.2, pp. 201-222, 2004.
- WILSON, Paul *et al.* *The influence of management characteristics on the technical efficiency of wheat farmers in Eastern England*. **Agricultural Economics**. V. 24, pp. 329-338, 2001.