



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ**  
**CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA RURAL**  
**MESTRADO ACADÊMICO EM ECONOMIA RURAL**

**LUCAS DAVID RIBEIRO REIS**

**ENSAIOS SOBRE PRODUTIVIDADE E EFICIÊNCIA AGROPECUÁRIA: AMÉRICA  
LATINA E NORDESTE DO BRASIL**

**FORTALEZA**

**2019**

LUCAS DAVID RIBEIRO REIS

ENSAIOS SOBRE PRODUTIVIDADE E EFICIÊNCIA AGROPECUÁRIA: AMÉRICA  
LATINA E NORDESTE DO BRASIL

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia Rural do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia Rural. Área de Concentração: Economia Rural

Orientador: Prof. D.Sc. Rogério César Pereira de Araújo

FORTALEZA

2019

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação  
Universidade Federal do Ceará  
Biblioteca Universitária  
Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

---

- R311e Reis, Lucas David Ribeiro.  
Ensaio sobre produtividade e eficiência agropecuária: América Latina e Nordeste do Brasil / Lucas David Ribeiro Reis. – 2019.  
63 f. : il.
- Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Ceará, Centro de Ciências Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Economia Rural, Fortaleza, 2019.  
Orientação: Prof. Dr. Rogério César Pereira de Araújo.
1. América Latina. 2. Região Nordeste. 3. Setor Primário. 4. Produtividade. 5. Malmquist. I. Título.  
CDD 338.1
-

LUCAS DAVID RIBEIRO REIS

ENSAIOS SOBRE PRODUTIVIDADE E EFICIÊNCIA AGROPECUÁRIA: AMÉRICA  
LATINA E NORDESTE DO BRASIL

Dissertação apresentada ao Curso de Mestrado Acadêmico em Economia Rural do Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Centro de Ciências Agrárias da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial à obtenção do título de mestre em Economia Rural. Área de Concentração: Economia Rural

Aprovada em: 21 de fevereiro de 2019.

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. D.Sc. Rogério César Pereira de  
Araújo (Orientador)  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Prof. D.Sc. Jair Andrade de Araújo  
Universidade Federal do Ceará (UFC)

---

Prof. D.Sc. João Ricardo Ferreira de Lima  
Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária  
(Embrapa Semiárido)

A Deus.

Aos meus pais, Emanuel Messias (*in memoriam*)  
e Maria Sebastiana.

## AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus.

Ao meu pai, Emanuel Messias, que embora não esteja mais entre nós, sempre contribuiu e motivava a seguir nos estudos. Não tenho palavras para descrever a admiração que tenho pelo senhor.

À minha família, pelo incentivo durante o mestrado.

À CAPES, pelo apoio financeiro com a manutenção da bolsa de auxílio.

Ao Prof. D.Sc. João Ricardo Ferreira de Lima, que desde os tempos da graduação, tem sido muito frequente. Antes, eu só queria terminar a faculdade e arrumar um emprego; depois que o conheci e tive a oportunidade de ser seu bolsista de Iniciação Científica, despertei a vontade de fazer um mestrado e doutorado.

Ao Prof. D.Sc. Rogério César Pereira de Araújo, pela excelente orientação. Obrigado pela paciência.

Ao Prof. D.Sc. Jair Andrade de Araújo, pelas sugestões. Um dos artigos desta dissertação nasceu em sua disciplina de Econometria.

A todos os professores do MAER.

Aos colegas do MAER, especialmente, Erivelton Nunes, Matheus Alencar, Rômulo Eufrosino e Everton Nogueira, pela parceria e alegria vividos nestes anos do mestrado.

À Universidade Federal do Ceará pelas ótimas condições de infraestrutura educacional.

À CAPES pela bolsa concedida. Este apoio financeiro foi fundamental durante o mestrado.

A secretária do MAER, Carlene Matias. Sempre que precisei, estava à disposição.

A todos meu muito obrigado.

“O verdadeiro valor das coisas é o esforço e o problema de as adquirir.”

(Adam Smith)

## RESUMO

Este trabalho é composto de dois artigos tratando sobre a questão da produtividade e eficiência da agropecuária. No primeiro artigo, tratou-se de estudar a eficiência técnica e a produtividade total dos fatores da agropecuária dos países da América Latina e do Caribe. Para tanto, utilizaram-se a abordagem de fronteira estocástica de produção e o índice de produtividade de Malmquist. Os dados de valor da produção e a quantidade de insumos agrícolas abrangeram os anos de 1991 a 2012. Os resultados mostraram que todos os países denotaram ineficiência técnica de produção agropecuária ao longo do período. As variáveis que explicaram significativamente a ineficiência da produção agrícola foram o crédito e o consumo de energia na agricultura, o que representou uma inovação nessa temática. O índice de produtividade de Malmquist mostrou que houve ganhos de produtividade total dos fatores, os quais foram atribuídos à variação da eficiência técnica de produção. Já o segundo artigo teve como foco avaliar e comparar a eficiência do setor agropecuário dos estados nordestinos, no intuito de capturar diferenças na produtividade dos fatores de produção agrícola. Para isto, dados extraídos do Censo Agropecuário dos anos 1996 e 2006 foram utilizados para construir um painel de dados da produção agropecuária a nível municipal. As análises de eficiência da produção agropecuária foram feitas com base nas análises de fronteira estocástica e meta-fronteira. Os resultados revelaram que a agropecuária apresentou ineficiência técnica em todos os estados, os quais diferiram quanto ao nível tecnológico, o que justificou a realização da estimativa da função de meta-fronteira. Embora com baixos níveis, Bahia, Pernambuco e Maranhão foram os estados com os maiores índices de eficiência técnica.

**Palavras-chave:** América Latina. Região Nordeste. Setor Primário. Produtividade. Malmquist. SFA.



## ABSTRACT

This paper is composed of two articles dealing with the question of productivity and efficiency of agriculture. In the first article, the objective was to study the technical efficiency and the total productivity of agricultural factors in the countries of Latin America and the Caribbean. For this, the stochastic production frontier approach and the Malmquist productivity index were used. The data on value of production and the quantity of agricultural inputs covered the years 1991 to 2012. The results showed that all countries presented technical inefficiency of agricultural production over the period. The variables that significantly explained the inefficiency of agricultural production were credit and energy consumption in agriculture, which represented an innovation in this area. The Malmquist productivity index showed that there were gains in total factor productivity, which were attributed to the variation in the technical efficiency of production. The second article was focused on evaluating and comparing the efficiency of the agricultural sector of the northeastern states in order to capture differences in the productivity of agricultural production factors. For this, data extracted from the Agricultural and Livestock Census of the years 1996 and 2006 were used to construct a panel of agricultural production data at municipal level. The analyzes of the efficiency of agricultural production were made based on stochastic frontier and meta-frontier analyzes. The results showed that the agricultural sector presented technical inefficiency in all the states, which differed in the technological level, which justified the estimation of the meta-frontier function. Although with low levels, Bahia, Pernambuco and Maranhão were the states with the highest technical efficiency indexes.

**Keywords:** Latin America. Northeast Region. Primary Sector. Productivity. Malmquist. SFA.

## LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Índice de Produtividade de Malmquist. . . . .	26
Figura 2 – Índice de PTF Malmquist (1991 – 2012). . . . .	34

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Sumário estatístico das variáveis. . . . .	28
Tabela 2 – Estimação da fronteira estocástica de produção. . . . .	29
Tabela 3 – Médias das variáveis para os cinco países mais e os cinco países menos eficientes. . . . .	31
Tabela 4 – Decomposição da produtividade total dos fatores (índices cumulativos). . .	33
Tabela 5 – Sumário estatístico das variáveis investigadas das UTD's (municípios). . . .	53
Tabela 6 – Fronteiras de produção estocástica estimadas. . . . .	57
Tabela 7 – Sumário estatístico das estimativas de ET (eficiência estaduais). . . . .	59
Tabela 8 – Sumário estatístico das estimativas de RMT e ET* estimadas. . . . .	61
Tabela 9 – Eficiência técnica de meta-fronteira entre os diferentes estratos. . . . .	62

## SUMÁRIO

	<b>INTRODUÇÃO GERAL . . . . .</b>	<b>13</b>
	<b>CAPÍTULO 1 - EFICIÊNCIA TÉCNICA DA PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA DOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA E DO CARIBE . . . . .</b>	<b>15</b>
<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO . . . . .</b>	<b>15</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA . . . . .</b>	<b>17</b>
<b>2.1</b>	<b>Eficiência técnica agrícola na América Latina . . . . .</b>	<b>17</b>
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA . . . . .</b>	<b>20</b>
<b>3.1</b>	<b>Fronteira estocástica de produção . . . . .</b>	<b>20</b>
<b>3.2</b>	<b>Modelo econométrico . . . . .</b>	<b>22</b>
<b>3.3</b>	<b>Testes de hipóteses . . . . .</b>	<b>23</b>
<b>3.4</b>	<b>Produtividade total dos fatores e índice de Malmquist . . . . .</b>	<b>24</b>
<b>3.5</b>	<b>Base de dados . . . . .</b>	<b>26</b>
<b>4</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÕES . . . . .</b>	<b>28</b>
<b>4.1</b>	<b>Estatísticas descritivas das variáveis . . . . .</b>	<b>28</b>
<b>4.2</b>	<b>Fronteira estocástica de produção (SFA) . . . . .</b>	<b>29</b>
<b>4.3</b>	<b>Produtividade total dos fatores (PTF) . . . . .</b>	<b>33</b>
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS . . . . .</b>	<b>36</b>
	<b>CAPÍTULO 2 - EFICIÊNCIA TÉCNICA DA AGROPECUÁRIA NO NORDESTE BRASILEIRO: UMA APLICAÇÃO DO MÉTODO DE META-FRONTEIRA . . . . .</b>	<b>37</b>
<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO . . . . .</b>	<b>37</b>
<b>2</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA . . . . .</b>	<b>40</b>
<b>2.1</b>	<b>Eficiência técnica da agropecuária na região Nordeste . . . . .</b>	<b>40</b>
<b>2.2</b>	<b>Modelos de fronteira estocástica de produção e de meta-fronteira . . . . .</b>	<b>42</b>
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA . . . . .</b>	<b>45</b>
<b>3.1</b>	<b>Fronteira estocástica de produção . . . . .</b>	<b>45</b>
<b>3.2</b>	<b>Função de produção de meta-fronteira . . . . .</b>	<b>47</b>
<b>3.3</b>	<b>Modelo empírico . . . . .</b>	<b>48</b>
<b>3.4</b>	<b>Testes de hipóteses . . . . .</b>	<b>50</b>
<b>3.5</b>	<b>Fonte de dados . . . . .</b>	<b>50</b>

<b>4</b>	<b>RESULTADOS E DISCUSSÕES</b>	<b>53</b>
<b>4.1</b>	<b>Estatística descritiva das variáveis</b>	<b>53</b>
<b>4.2</b>	<b>Análise das fronteiras de produção estocásticas</b>	<b>56</b>
<b>4.3</b>	<b>Análise da função de meta-fronteira</b>	<b>60</b>
<b>5</b>	<b>CONSIDERAÇÕES FINAIS</b>	<b>63</b>
	<b>CONCLUSÃO GERAL</b>	<b>64</b>
	<b>REFERÊNCIAS</b>	<b>66</b>

## INTRODUÇÃO GERAL

O tema sobre produtividade é bastante debatido em todos os setores da economia. Como aborda Zúniga-González (2011), no setor agropecuário tal termo deve ter sempre crescimento positivo, visto que o aumento da população faz a demanda por alimentos elevar, e, com os recursos cada vez mais escassos, necessita que a produtividade se expanda.

Na América Latina existe vários estudos que trataram sobre a produtividade tanto da economia como um todo (MARINHO; BITTENCOURT, 2007; ARAÚJO *et al.*, 2014), como do setor agropecuário (HUTCHINSON, 2007; ZÚNIGA-GONZÁLEZ, 2011; LUDENA, 2010; FERREIRA *et al.*, 2016). Estes estudos revelaram que a América Latina exprimiu ganhos de produtividade total dos fatores (PTF).

Entre os países latino-americanos, o Brasil expressa a maior produtividade total dos fatores (PTF) desde o ano de 1981 (FERREIRA *et al.*, 2016). O País figura como importante *player* mundial no que se diz respeito aos produtos do agronegócio, visto inclusive como referência em termos de processo produtivo e técnicas empregadas (SCHERER, 2014).

A agropecuária brasileira nos últimos anos passou por várias transformações tecnológicas. Como aborda Vieira Filho (2014), as “raízes” mais promissoras da moderna agricultura teve início na década de 1960, com o sistema de crédito rural e do modelo norte-americano adotado. O crédito rural, a assistência técnica e a pesquisa agrícola mostraram que para o crescimento da produtividade agrícola necessitariam de tecnologias e conhecimento, e, assim, um setor que era bastante atrasado, se modernizou, fazendo com que houvesse *spillovers* para toda a economia, gerando emprego e renda (VIEIRA FILHO, 2014). Esses experimentos, contudo, não foram compartilhados de forma homogênea entre as regiões do País. A produtividade agrícola e nível de renda, no Norte e Nordeste, por exemplo, são inferiores àqueles enfrentados pelas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul.

Assim, estudar a eficiência técnica da agropecuária da região Nordeste é de fundamental importância. Ela ensinará os produtores a alocarem melhores os seus recursos produtivos, o que na referida região é bastante limitante.

Como mencionado em Gasques *et al.* (2014), o Brasil é um dos países cuja PTF mais cresceu nos últimos anos. Ainda segundo os autores, esse ganho de produtividade foi fundamental para que o Brasil deixasse de ser um país importador de alimentos e com crises de abastecimento,

para a ser um dos maiores exportadores mundiais de produtos agropecuários.

Para o melhor entendimento sobre a produtividade agropecuária e a eficiência técnica, este estudo se dividiu em dois artigos, onde o primeiro trata a questão da produtividade agrícola dos países da América Latina e do Caribe, entre os anos de 1991 a 2012. Para isto, recorreu-se à análise de fronteira estocástica de produção e do índice de produtividade de Malmquist. Na fronteira estocástica, adotou-se a metodologia proposta por Battese e Coelli (1995), em que o termo de ineficiência técnica pode ser explicado por outras variáveis.

Já no segundo artigo buscou-se analisar a eficiência técnica da agropecuária dos municípios do Nordeste, levando em consideração as distintas tecnologias de produção que cada estado possui. Para tal, adotou-se também da fronteira estocástica de produção, além da função de produção de meta-fronteira (meta-produção), proposta por Battese *et al.* (2004) e O'Donnell *et al.* (2008). Busca-se, ainda, mensurar quais dos estados nordestinos apresenta o maior nível tecnológico em relação à tecnologia potencial da região Nordeste.

Esses dois artigos são de relevância no sentido de que tratam a eficiência e produtividade total dos fatores da agropecuária, abordando modelos estatísticos com duas perspectivas distintas: crescimento da PTF agrícola na América Latina e heterogeneidade tecnológica entre os estados nordestinos do Brasil.

Esta dissertação está composta por quatro sessões: esta introdução geral. 2 capítulos, que são os artigos, e por fim, a conclusão geral.

## CAPÍTULO 1 - EFICIÊNCIA TÉCNICA DA PRODUÇÃO AGROPECUÁRIA DOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA E DO CARIBE

### 1 INTRODUÇÃO

O agronegócio é tido como a soma de todas as operações ao longo da cadeia agroalimentar, compreendendo o setor fornecedor de insumos, a produção a nível primário, processamento e distribuição. Segundo Hutchinson (2007), o setor agropecuário há muito tempo deixou os países da América Latina e do Caribe (ALC) dependente dele, tanto como fonte de alimentos, como também de divisas geradas pelas exportações. Mesmo com os recentes aumentos no setor de turismo nesses países, a agricultura é ainda muito importante, não apenas como fonte de receita, mas também pela geração de emprego, especialmente nas áreas rurais (HUTCHINSON, 2007).

A América Latina e o Caribe também são tidas como as maiores regiões exportadoras líquidas de alimentos do mundo (FERREIRA *et al.*, 2016). De acordo com indicadores do *Inter-American Development Bank* (IADB), a produção agrícola dos países pertencentes à América Latina deve apresentar crescimento de 80% até 2050, para atender a um esperado aumento na sua população, mais de 35% no mesmo período (IADB, 2014).

O Brasil é o país que apresenta a maior economia desse bloco, apresentando uma das maiores produções agrícolas do mundo, não somente em volume, mas também em produtividade Ferreira *et al.* (2016). A área plantada de grãos brasileira cresceu 42% nos últimos 30 anos, ao passo que a produção teve crescimento de 228%. Enquanto a área plantada avançou 17 milhões de hectares, a produção se expandiu em 133 milhões de toneladas, gerando um ganho de produtividade de 3,2% ao ano. Se os demais países da América Latina tivessem os níveis de produtividade do Brasil, a área cultivada seria 17% menor, economizando, assim, 8,2 milhões de hectares (MDIC, 2018).

A partir da década de 1960 a inclusão de novos pacotes tecnológicos, baseados na Revolução Verde, inseridos na agricultura da América do Sul, foi essencial para o aumento de produtividade dos países desse bloco. A exemplo dessas tecnologias, têm-se os adubos químicos e a maquinaria agrícola (MONTROYA, 2002).

A agropecuária não é importante somente na geração de emprego e renda, e sim na própria questão da segurança alimentar, como abordado em Gomes *et al.* (2013). O aumento da



população faz com que a demanda por alimentos também aumente, e, assim, com a quantidade de terra produzível cada vez mais limitante, a produtividade do setor agrícola deve ser cada mais elevado para atender as necessidades da população (ZÚNIGA-GONZÁLEZ, 2011).

Assim, tendo em vista a grande importância da produtividade agrícola, este trabalho busca avaliar a eficiência técnica da agropecuária na América Latina e Caribe (ALC). Para isto, se recorrerá à análise de fronteira estocástica de produção, o qual permite estimar os escores de eficiência técnica dos países latino americanos.

Além da eficiência técnica da agropecuária, será analisado também, através do índice de Malmquist, a produtividade total dos fatores agrícola. Este índice se sobressai aos demais, visto que pode ser decomposto em dois outros, que são: a variação do nível de eficiência e a mudança tecnológica. A vantagem de se utilizar tal método, é que ele permite identificar se é a variação na eficiência técnica ou o progresso técnico que mais contribui para o crescimento da produtividade total dos fatores da agricultura nos países da América Latina e o Caribe.

O artigo, além desta introdução está dividido em mais quatro seções. Na seção 2 se encontra a revisão de literatura de trabalhos que estudaram a eficiência técnica agrícola na América Latina e o Caribe. Na terceira seção apresenta-se a metodologia utilizada neste trabalho: a fronteira de produção estocástica, os testes de hipóteses o índice de produtividade de Malmquist e a fonte de dados. Os resultados e discussões estão descritos na quarta seção. A seção cinco, por sua vez, faz as considerações finais do estudo.

## 2 REVISÃO DE LITERATURA

Nesta seção, mostrar-se-á uma breve revisão acerca da eficiência técnica da agropecuária nos países da ALC.

### 2.1 Eficiência técnica agrícola na América Latina

Na literatura, existem trabalhos que tratam da questão da eficiência e produtividade da agricultura na América Latina e Caribe que se diferenciam quanto aos países analisados, o período de abrangência e os métodos e variáveis utilizadas. Alguns estudos focaram apenas nos países do Caribe (HUTCHINSON, 2007; ZÚNIGA-GONZÁLEZ, 2011), enquanto outros focaram nos países da América Latina e Caribe (LUDENA, 2010; FERREIRA *et al.*, 2016) ou América do Sul (CARVALHO; MARINHO, 2003; TRINDADE; FULGINITI, 2015). Vale também destacar os trabalhos que incluíram as variáveis ambientais (e.g. emissões de CO<sub>2</sub>) no em seus modelos no intuito de medir a PTF (EBATA, 2011; MORENO-MORENO *et al.*, 2017). A seguir cada um desses trabalhos são apresentados brevemente.

Hutchinson (2007) analisou a eficiência técnica agrícola de onze países do Caribe, entre 1961 e 2000, calculados pelo método Data Envelopment Analysis (DEA) e o índice de produtividade de Malmquist. Para avaliar as mudanças na produtividade dos países, o autor dividiu a amostra em dois períodos: 1961-1981 e 1981-2000. Constatou que, no primeiro período, apenas cinco países apresentaram ganhos de PTF enquanto que, no segundo período, esse número saltou para oito. Em ambos os períodos, os ganhos de PTF somente ocorreram devido à expansão da fronteira tecnológica agrícola (progresso técnico).

Zúniga-González (2011), utilizando também o DEA e o índice de produtividade de Malmquist, analisou a eficiência do setor agrícola de quatorze países do Caribe, no período de 1979 a 2008. Os resultados mostraram um crescimento anual da PTF de 1,5%, em que a mudança de eficiência técnica contribuiu com 0,1% ao ano e a mudança de fronteira (tecnológica) proporcionou, 1,4%. Os resultados de Zúniga-González (2011) corroboraram com os de Hutchinson (2007).

Ludena (2010), também utilizando os métodos dos dois estudos apresentados, analisou a eficiência do setor agropecuário nos países da ALC, no período de 1961 a 2007. Os resultados demonstraram que os países investigados apresentaram crescimento da produtividade total dos

fatores, especificamente nas últimas duas décadas do período analisado. Essas mudanças foram atribuídas às melhorias de eficiência e da introdução de novas tecnologias na agricultura.

Carvalho e Marinho (2003) analisaram a produtividade total dos fatores da produção agrícola na América do Sul, separando-os entre países membros e não-membros do MERCOSUL. Utilizando o método DEA e o Índice de Malmquist, observaram perdas de eficiência técnica, em média, entre os países e acréscimos na produtividade total dos fatores, em grande parte, devido a variações tecnológicas.

Trindade e Fulginiti (2015) estimaram a produtividade agrícola na América do Sul, entre os anos de 1969 e 2009. Os autores concluíram que o aumento da produtividade agrícola foi ocasionado por inovações no setor. Além disso, eles mostraram que os gastos com educação e P&D na agricultura são importante para entender o desempenho agrícola entre os países desta região.

Ferreira *et al.* (2016), utilizando a fronteira estocástica de produção em painel, também analisaram a produtividade total dos fatores de dezenove países da América Latina. Segundo os autores, a ineficiências técnica dos países investigados foi diminuída significativamente pela educação e *open market*. Verificaram ainda que todos os países apresentaram variação da PTF positiva no período entre 1961 a 2010, ou seja, apresentaram crescimento do produto, assim como progresso técnico positivo.

Ebata (2011) analisou o processo produtividade na América Central e Caribe entre os anos de 1976 e 2006. Este estudo, em particular, incluiu a variável de emissões de CO<sub>2</sub> em sua análise no intuito de capturar o efeito dos fatores da mudança climática na agricultura. Constatou-se que, nesse período, a produtividade agrícola aumentou quando as variáveis ambientais como as emissões foram omitidas. Contudo, quando as emissões CO<sub>2</sub> foram adicionadas à análise, observou-se um ligeiro declínio no crescimento da produtividade agrícola entre 1992 e 2006.

Moreno-Moreno *et al.* (2017) analisaram a eficiência da produção agropecuária de 25 países da ALC com dados seccionais do ano de 2012. Utilizando a técnica DEA, comparou os resultados de três modelos, em que considerou como produtos: a produção agropecuária no primeiro modelo; as emissões de CO<sub>2</sub> no modelo 2; e a produção agropecuária e as emissões de CO<sub>2</sub> no terceiro modelo. Os resultados mostraram que a prioridade dos países da ALC ainda é a eficiência técnica da produção agrícola e que os regulamentos de produção ambiental não têm sido suficientes para incentivar a redução das emissões de CO<sub>2</sub> na agricultura.

Esses estudos mostram que os estudos de eficiência e produtividade na agricultura

amplia-se no sentido de incorporar nas análises as variáveis ambientais e avaliar seu efeito no desempenho produtivo do setor agropecuário. Nesse sentido, este artigo inova ao incorporar a o consumo de energia como variável ambiental e fonte de ineficiência técnica na agropecuária

### 3 METODOLOGIA

Nesta seção mostrar-se-á o modelo econométrico de fronteira estocástica de produção e os testes estatísticos realizados. Em seguida, apresentam-se a função de produção utilizada no modelo empírico e o cálculo do índice de produtividade de Malmquist. Por último, descrevem-se as fontes de dados da pesquisa.

#### 3.1 Fronteira estocástica de produção

Para o cálculo da eficiência técnica dos países analisados, propõe-se utilizar a metodologia de fronteira estocástica de produção (*stochastic frontier of production* – SFA) proposta por Aigner *et al.* (1977) e Meeusen e Broeck (1977). Posteriormente, Battese e Coelli (1995) possibilitou estimar este modelo com dados estruturados em painel, no qual a ineficiência técnica de produção estava relacionada a um vetor de outras variáveis.

A função de produção para uma Unidade de Tomada de Decisão (UTD)<sup>1</sup>  $i$  no ano  $t$  é definida, conforme Battese e Coelli (1995), como:

$$y_{it} = \exp(x_{it}\beta + v_{it} - u_{it}), \quad (1)$$

em que:  $y_{it}$  é o vetor de quantidades produzidas (*outputs*) pelo  $i$ -ésimo país no  $t$ -ésimo ano;  $x_{it}$  é o vetor de insumos (*inputs*) utilizados na produção pelo  $i$ -ésimo país no  $t$ -ésimo ano; e  $\beta$  é o vetor de coeficientes a serem estimados.

A composição do termo de erro é dada por  $v_{it}$  e  $u_{it}$  que são tidos como independentes entre si (COELLI *et al.*, 1998; BATTESE; COELLI, 1995). O primeiro termo,  $v_{it}$ , representa um conjunto de variáveis aleatórias assumidas como independentes e identicamente distribuídas com distribuição normal de média zero e variância constante,  $iid N \sim (0, \sigma_v^2)$ . Esse termo captura os erros de medição, ruídos estatísticos e choques aleatórios fora do controle da UTD, e os efeitos das variáveis explicativas não especificadas na função de produção.

O segundo termo,  $u_{it}$ , representa um conjunto de variáveis aleatórias não negativas (truncada em zero) que são responsáveis pela ineficiência da produção, podendo o mesmo

<sup>1</sup> A expressão UTD é a tradução da dicção DMU (Decision Making Unit), já que tal método pode ser aplicado não somente às firmas. O termo UTD refere-se a qualquer unidade tomadora de decisão que transforme insumos em produtos, podendo ser firmas, instituições, setores da economia, regiões, ou como este trabalho, que estima a eficiência técnica da agropecuária dos países da ALC.

assumir a distribuição normal truncada, a *half*-normal, a exponencial e a *gamma* (COELLI *et al.*, 1998).

Battese e Coelli (1995) buscaram explicar a eficiência técnica por meio de outras variáveis, sendo

$$u_{it} = z_{it}\delta + w_{it}, \quad (2)$$

onde:  $z_{it}$  é um vetor de variáveis explicativas da ineficiência da *i*-ésima firma no *t*-ésimo ano;  $\delta$  é um vetor de parâmetros a serem estimados associados às variáveis  $z_{it}$ ; e  $w_{it}$  é uma variável aleatória que se comporta como um ruído branco (*white noise*), ou seja,  $N \sim (0, \sigma^2)$ . A ineficiência técnica,  $u_{it}$ , como tendo uma distribuição normal truncada em zero, cuja média é igual a  $z_{it}\delta$ . Os parâmetros  $\delta$ 's na equação (2) e  $\beta$ 's em (1), são estimados simultaneamente via Máxima-Verossimilhança.

A eficiência técnica por orientação ao produto para o *i*-ésimo país no *t*-ésimo ano, é dada pela razão entre o produto observado e produto de fronteira. Uma vez que  $u_{it} \geq 0$ , isso assegura que todas as observações estejam situadas na fronteira ou abaixo dela. Assim, a eficiência técnica é dada por (COELLI *et al.*, 1998; BATTESE *et al.*, 2004; O'DONNELL *et al.*, 2008): (COELLI *et al.*, 1998; BATTESE *et al.*, 2004; O'DONNELL *et al.*, 2008):

$$ET_{it} = \frac{y_{it}}{\exp(x_{it}\beta + v_{it})} = \frac{\exp(x_{it}\beta + v_{it} - u_{it})}{\exp(x_{it}\beta + v_{it})} = \exp(-u_{it}). \quad (3)$$

Substituindo a equação (2) na equação (3), temos que a eficiência técnica de produção do *i*-ésimo país no *t*-ésimo ano, é dada segundo Battese e Coelli (1995):

$$ET_{it} = \exp(-z_{it}\delta - w_{it}). \quad (4)$$

Aigner *et al.* (1977) parametrizaram a função log-máxima verossimilhança, passando a ser expressa em termos da variância dos parâmetros:  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  e  $\lambda^2 = \sigma_u^2 / \sigma_v^2 \geq 0$ . Se  $\lambda = 0$ , a ineficiência técnica é inexistente, e todos os desvios da fronteira são devidos aos ruídos estocásticos.

Battese e Corra (1977) consideraram mais conveniente parametrizar a função de log-máxima verossimilhança em termos de  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  e  $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ . O parâmetro  $\gamma$  encontra-se entre os valores zero e a unidade. Se  $\gamma = 0$ , tem-se que todos os desvios à fronteira de produção devem-se a choques aleatórios; se  $\gamma = 1$  tem-se que todos os desvios são causados pela ineficiência técnica.

### 3.2 Modelo econométrico

Neste estudo, primeiramente, o modelo foi estimado com as funções de produção Cobb-Douglas e Translog. De acordo com a razão de verossimilhança (LR), a função translog ajustou melhor os dados, embora esta não tenha rejeitado a hipótese de ausência de ineficiência, obtida ao se comparar os modelos MQO e SFA. Assim, a Cobb-Douglas foi selecionada pelo fato de ser uma função amplamente utilizada para estimar SFA e ter rejeitada a hipótese de ausência de ineficiência.

As variáveis que explicam a produção foram os insumos clássicos (terra, capital, trabalho e tempo). Essas variáveis também foram utilizadas nas funções de produção estimadas em Marinho e Carvalho (2004), Marinho e Bittencourt (2007), Araújo *et al.* (2014), Ferreira *et al.* (2016) e Araújo e Araújo (2016).

A função de produção Cobb-Douglas proposta nesse estudo é expressa pela equação (5) abaixo:

$$\ln PRODUCAOit = \beta_0 + \beta_1 \ln AREAit + \beta_2 \ln TRABALHOit + \beta_3 \ln MAQUINAit + \beta_4 TEMPO + v_{it} - u_{it}, \quad (5)$$

em que:  $\ln$  denota o logaritmo natural (i.e., o logaritmo na base  $e$ );  $PRODUCAOit$  é a quantidade produzida pela agropecuária do país  $i$  no período  $t$ ;  $AREAit$  é o fator terra do país  $i$  no período  $t$ ;  $TRABALHOit$  representa o fator trabalho do país  $i$  no período  $t$ ;  $MAQUINAit$  o número de máquinas agrícolas do país  $i$  no período  $t$ ;  $TEMPO$  é uma variável de tendência, que captura os efeitos ao longo do tempo;  $v_{it}$  representa as perturbações aleatórias assumidas como independentes e identicamente distribuídas com distribuição normal de média zero e variância constante,  $iid N \sim (0, \sigma_v^2)$ ; e  $u_{it}$  é a ineficiência técnica de produção.

As variáveis selecionadas para explicar a ineficiência técnica foram o montante de crédito agrícola e o consumo de energia no setor agropecuário. O acesso ao crédito, segundo Scherer e Porsse (2017), está associado, tanto direta como indiretamente, à ampliação do sistema produtivo na agricultura. O crédito viabiliza, de forma direta, a aquisição de novos insumos enquanto, indiretamente, permite flexibilizar o uso dos fatores e alcançar a escala eficiente de produção. Nesse estudo, dada a multiplicidade dos efeitos dessa variável sobre a produção, optou-se por incluí-la como fonte de ineficiência técnica.

A energia, devido à modernização da agricultura nos últimos 30 anos, passou a ser um insumo essencial para a eficiência técnica de produção e aumento da produtividade agrícola.

Trabalhos investigando o consumo de energia como fonte de ineficiência técnica na agricultura são praticamente inexistentes.

A equação que expressa a ineficiência técnica,  $u_{it}$ , ficou, assim, especificada:

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 CREDITO_{it} + \delta_2 ENERGIA_{it} + \delta_3 TEMPO + w_{it}, \quad (6)$$

onde:  $CREDITO_{it}$  é o valor o montante de empréstimos, em milhões de dólares, fornecidos pelo setor bancário privado/comercial a produtores na agricultura, silvicultura e pesca, incluindo produtores domésticos, cooperativas e agronegócios ao país  $i$  no ano  $t$ ;  $ENERGIA_{it}$  é o consumo total de energia na agricultura, em terajoule, do  $i$ -ésimo país no  $t$ -ésimo ano;  $TEMPO$  é uma variável de tendência, que captura os efeitos ao longo do tempo; e  $w_{it}$  é o termo de erro aleatório que tem uma distribuição normal com média zero e variância constante,  $N \sim (0, \sigma^2)$ .

A variável tempo foi incluída nos modelos com finalidade de avaliar a tendência temporal da produção e ineficiência, como sugerida por Battese e Coelli (1995) e Araújo e Araújo (2016). Como dito anteriormente, os parâmetros  $\beta$ 's, na equação (5), e  $\delta$ 's, na equação (6), são estimados simultaneamente por meio do estimador de Máxima-Verossimilhança.

### 3.3 Testes de hipóteses

Dois testes de hipóteses são realizados a fim de selecionar o melhor modelo para análise dos dados, são eles: (i) teste da forma funcional; e (ii) ausência de efeito da ineficiência. Ambos os testes utilizam a estatística de verossimilhança generalizada que é expressa pela seguinte equação:

$$LR = -2(\ln LL H_0 - \ln LL H_1) \sim \chi^2, \quad (7)$$

onde:  $LR$  é a estatística da verossimilhança generalizada;  $\ln LL H_0$  é o valor log-verossimilhança da hipótese nula ( $H_0$ ); e  $\ln LL H_1$  é o valor do log-verossimilhança da hipótese alternativa ( $H_1$ ). O valor crítico de  $LR$  é mostrado pela Tabela Kodde e Palm (1986).

O primeiro teste busca identificar qual é a melhor forma funcional, Cobb-Douglas ou Translog, para representar os dados. Esse teste tem como hipótese nula  $H_0$  que a primeira função Cobb-Douglas é a mais adequada para ajudar os dados. Desta forma, se o valor calculado da estatística do teste for maior que valor crítico da Tabela Kodde e Palm (1986), rejeita-se  $H_0$  (i.e., a função Translog é mais conveniente).



O segundo teste consiste em verificar a inexistência da ineficiência técnica, ou seja, se de fato o modelo capta a ineficiência da unidade tomadora de decisão. Para isto, primeiro, estima-se uma função de produção com o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), isto é, ignorando a ineficiência no modelo. Em seguida, estima-se a função de produção estocástica, em que a ineficiência é considerada.

O teste do efeito de ineficiência técnica consiste em comparar os dois modelos, considerando as seguintes hipóteses:  $H_0: \gamma = 0$  (ausência de ineficiência); e  $H_1: \gamma \neq 0$  (ineficiência presente). Se o valor calculado da estatística do teste for maior que valor crítico da Tabela Kodde e Palm (1986), rejeita-se  $H_0$  (i.e., as UTD's possuem ineficiência técnica).

### 3.4 Produtividade total dos fatores e índice de Malmquist

Este estudo utiliza o índice de Malmquist que é obtido pela relação entre o índice agregado de produto e o índice agregado de insumos. O índice de Malmquist permite descrever uma tecnologia de produção por meio das funções distâncias, ou seja, sem a necessidade de especificar uma função objetivo comportamental.

Este índice é uma das abordagens mais utilizada na literatura para mensurar a mudança na PTF, tendo sido aplicado por Marinho e Carvalho (2004), Gomes *et al.* (2013), Araújo e Mancal (2015), Araújo e Araújo (2016) e Moraes *et al.* (2016).

A mudança na PTF pode ser feita sempre que dados de insumos e produtos estão disponíveis para dois períodos de tempo. Considerando a orientação do produto e dois períodos de tempo,  $s$  e  $t$ , a mudança da PTF de Malmquist entre esses períodos, tendo o período  $t$  como referência, pode ser calculada como (COELLI *et al.*, 1998):

$$m_0^t(y_t, x_t, y_s, x_s) = \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^t(y_s, x_s)}. \quad (8)$$

Se a tecnologia do período  $s$  for tida como referência, essa mudança será dada por:

$$m_0^s(y_t, x_t, y_s, x_s) = \frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)}. \quad (9)$$

Uma vez que o índice de Malmquist pode ser calculado tanto com relação ao período  $s$  quanto com relação ao período  $t$ , no sentido de evitar a escolha arbitrária da tecnologia de referência, uma maneira de contornar esse problema é utilizar a média geométrica desses dois índices, assim especificada:  $m_0(y_t, x_t, y_s, x_s) = [m_0^t(y_t, x_t, y_s, x_s) \times m_0^s(y_t, x_t, y_s, x_s)]^{0.5}$  (COELLI

*et al.*, 1998); que também pode ser expressa em termos das respectivas funções distâncias:

$$m_0(y_t, x_t, y_s, x_s) = \left[ \frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \times \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^t(y_s, x_s)} \right]^{0.5}. \quad (10)$$

Como a equação (10) refere-se a uma medida de variação, o valor de  $m_0(y_t, x_t, y_s, x_s)$  maior do que 1 revela uma variação positiva entre os períodos  $s$  e  $t$  enquanto  $m_0(y_t, x_t, y_s, x_s)$  menor do que 1, indica que ocorreu variação negativa. Depois de manipulações algébricas, a equação (10) pode ser representada equivalentemente por:

$$m_0(y_t, x_t, y_s, x_s) = \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \left[ \frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^t(y_t, x_t)} \times \frac{d_0^s(y_s, x_s)}{d_0^t(y_s, x_s)} \right]^{0.5}, \quad (11)$$

sendo:

$$\text{Variação na Eficiência Técnica (VET)} = \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \quad (12)$$

e

$$\text{Variação Tecnológica (VT)} = \left[ \frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^t(y_t, x_t)} \times \frac{d_0^s(y_s, x_s)}{d_0^t(y_s, x_s)} \right]^{0.5}. \quad (13)$$

Desta forma, o índice de PTF de Malmquist pode ser decomposto em duas partes: (i) o índice de variação na eficiência técnica; e (ii) o índice de variação tecnológica. A decomposição do índice de Malmquist permite identificar qual desses dois índices tem maior contribuição no crescimento da produtividade total dos fatores.

A Figura 1 mostra, graficamente, a decomposição do índice de Malmquist para uma tecnologia relacionando um produto e um insumo e sob retornos constantes de escala. No gráfico, os pontos D e E representam a mesma firma produzindo em dois períodos no tempo,  $s$  e  $t$ , respectivamente. Em cada período, a firma está situada abaixo da fronteira de eficiência, ou seja, operando sob condição de ineficiente em ambos os períodos.

Usando as equações (12) e (13), os dois índices de variações podem ser obtidos, da seguinte maneira:

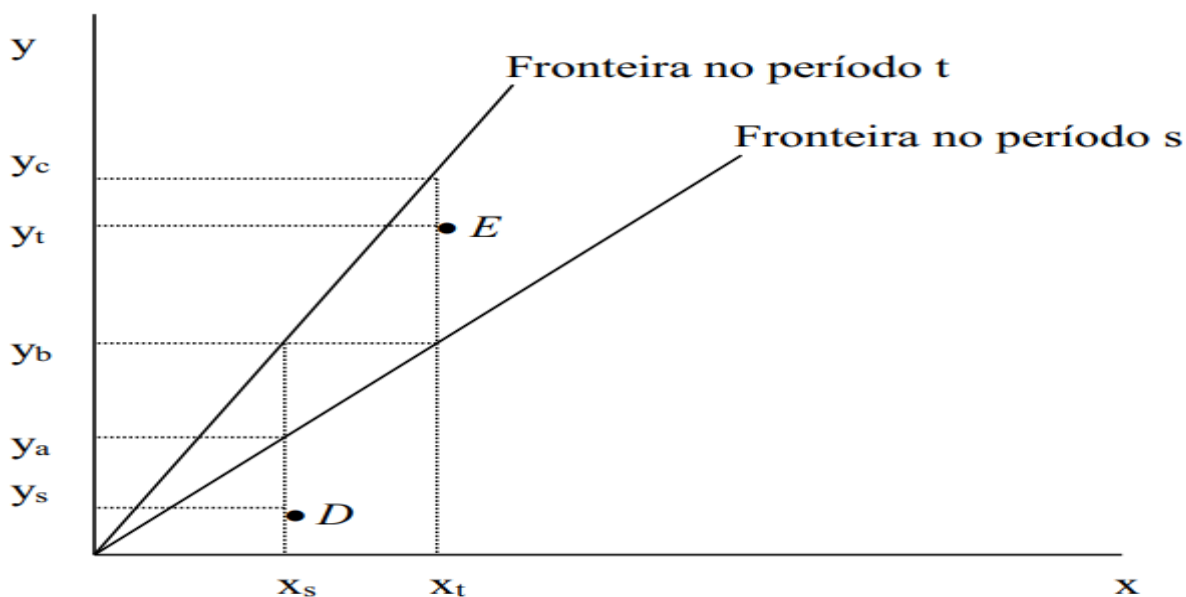
$$\text{Variação na Eficiência Técnica (VET)} = \frac{y_t/y_c}{y_s/y_a} \quad (14)$$

e

$$\text{Variação Tecnológica (VT)} = \left[ \frac{y_t/y_b}{y_t/y_c} \times \frac{y_s/y_a}{y_s/y_b} \right]^{0.5}. \quad (15)$$

Assumindo que os valores de  $y_s$ ,  $y_a$ ,  $y_b$ ,  $y_t$  e  $y_c$  são 1, 2, 4, 6 e 7, respectivamente. Aplicando as fórmulas 14 e 15, obtém-se  $VET = 1,7$  e  $VT = 1,9$ . Os índices estimados revelam

Figura 1 – Índice de Produtividade de Malmquist.



Fonte: Adaptado de Coelli *et al.* (1998).

que ocorreram variações positivas tanto na eficiência técnica como na variação tecnológica, durante o período, sendo que este último proporcionou uma maior contribuição na variação na produtividade total dos fatores, que foi de 3,2 ( $= 1,7 \times 1,9$ ).

Os cálculos das distâncias podem ser feitos através de modelos não paramétricos como a *Data Envelopment Analysis* (DEA), bem como métodos paramétricos como a *Stochastic Frontier Analysis* (SFA). Neste estudo, utiliza-se o método SFA, seguindo as abordagens empregadas por Marinho e Carvalho (2004), Araújo e Mancal (2015), Ferreira (2015) e Araújo e Araújo (2016).

### 3.5 Base de dados

A área de estudo abrange os principais países da América Latina e do Caribe (ALC), totalizando 18<sup>2</sup> países, a saber: Argentina, Belize, Bolívia, Brasil, Costa Rica, República Dominicana, Equador, El Salvador, Guatemala, Guiana, Jamaica, México, Nicarágua, Panamá, Peru, Suriname, Trinidad Tobago e Uruguai. Outros países da ALC não foram incluídos na análise pelo fato do seu setor agropecuário ser inexpressivo e/ou não dispor de dados para as variáveis de interesse.

Os dados do setor agropecuário dos países da ALC foram extraídos das bases de dados da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO), da Nações Unidas (ONU) e do Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA). O período de análise

<sup>2</sup> Países como Chile e Colômbia saíram da amostra devido à falta de dados para a variável consumo de energia.

abrangeu um período de 21 anos, cobrindo os anos de 1991 a 2012.

Os dados de produção agropecuária, crédito agrícola e consumo de energia foram coletados da base de dados da FAO (2018), enquanto os dados de pessoal que trabalham na agropecuária, área destinada à agricultura e número de máquinas agrícolas foram extraídos da base de dados da USDA (2018). Esses dados formaram um painel desbalanceado com 206 observações, uma vez que, nem todos os países apresentaram dados completos de crédito e consumo de energia para todo o período.

Os procedimentos computacionais e econométricos foram realizados em ambiente estatístico R (R Core Team, 2017), com o auxílio de pacotes adicionais (*add-on packages*) tais como: o *frontier* (COELLI; HENNINGSEN, 2017) para estimar as fronteiras estocásticas; e o *plm* (CROISSANT; MILLO, 2017) para ordenar os dados em forma de painel.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Esta seção apresenta o sumário estatístico das variáveis que descrevem o setor agropecuário dos países da ALC e os resultados das estimações de fronteira estocástica de produção e dos índices de Malmquist.

### 4.1 Estatísticas descritivas das variáveis

A Tabela 1 apresenta o sumário estatístico das variáveis contidas no modelo de fronteira estocástica de produção, calculados de forma agregada para a América Latina e o Caribe, no período de análise (todos os países e todos os anos).

Tabela 1 – Sumário estatístico das variáveis.

Variáveis	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo	CV (%)
Produção (ton.)	31.438.541	84.144.613	455.708	1.050.485.820	268
Área (1.000 ha)	6.783	13.103	64	86.658	193
Trabalho (1.000 pessoas)	1.052	1.933	19	10.495	184
Máquina (un.)	53.213	112.566	825	930.582	212
Energia (TJ)	26.210	51.138	0	344.604	195
Crédito (US\$ milhões)	853	1.649	13	10.429	193

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com a Tabela 1, a média da produção agropecuária foi de 31,4 milhões de toneladas, oscilando entre 455,7 mil toneladas, observada no Suriname em 2006, e 1,05 bilhão de toneladas, no Brasil em 2012. Os valores máximos de todas as variáveis referem-se ao melhor desempenho do Brasil nessas variáveis. O Suriname obteve ainda o menor valor para a variável máquina, observada no ano de 2006.

A variável área apresentou a média de 6,7 milhões de hectares, sendo o menor valor observado de 64 mil hectares, relativo à área agrícola de Trinidad Tobago, em 1998. Este país realizou ainda o menor consumo de energia, zero terajoule, em 1999. O Brasil despontou com a maior área agrícola no ano de 2012, com 86,6 milhões de hectares.

O total de pessoas ocupadas na agricultura, em média, foi de 1,05 milhão de pessoas, sendo Belize o que apresentou o menor contingente de pessoas ocupadas, 19 mil pessoas nos anos de 1991 e 1992. Já o valor médio de máquinas na agricultura foi de 53,213 unidades. O

Brasil destaca-se entre os países da ALC por apresentar o maior contingente de pessoas ocupadas no setor agrícola, de 10,4 milhões de pessoas, no ano de 2012.

As médias do montante de crédito e do consumo de energia empregados na agropecuário tiveram valores de 853 milhões de dólares e 26.210 terajoules, respectivamente. A Guiana apresentou o menor valor de crédito, com 13 milhões de dólares, em 1994. O Brasil, no ano de 2012, empregou R\$ 10,4 bilhões em crédito e 344,6 bilhões de terajoules no setor agropecuário, sendo estes os maiores valores observados entre os países da ALC para essas variáveis no período analisado.

Em geral, as variáveis apresentaram amplitudes totais elevadas, as quais são obtidas pela diferença entre o valor máximo e o valor mínimo de cada variável. Da mesma forma, as variáveis apresentaram elevadas variabilidades, tendo a produção e máquina mostrados os maiores coeficientes de variação (CV), de 268% e 212%, respectivamente.

#### 4.2 Fronteira estocástica de produção (SFA)

A Tabela 2 mostra os resultados da estimação do modelo de fronteira estocástica de produção agropecuária dos países da América Latina e do Caribe (ALC). As médias das estimativas dos coeficientes dos modelos de SFA, acompanhado de suas estatísticas, e das eficiências técnicas são apresentadas.

Tabela 2 – Estimação da fronteira estocástica de produção.

Variáveis	Estimativas	Desvio Padrão	Valor Z	Pr(> z )
$\beta_0$ (Intercepto)	10,641039	0,175402	60,666576	0,0000
$\ln AREA$	0,355456	0,045389	7,831364	0,0000
$\ln TRABALHO$	0,297778	0,033624	8,855976	0,0000
$\ln MAQUINA$	0,131977	0,041055	3,214637	0,0013
$TEMPO$	0,069446	0,003922	17,706177	0,0000
Ineficiência				
$\delta_0$ (Intercepto)	0,005418	0,116644	0,046446	0,9630
$CREDITO$	-0,000117	0,000042	-2,754296	0,0059
$ENERGIA$	-0,000002	0,000001	-1,757882	0,0788
$TEMPO$	0,086946	0,007043	12,344702	0,0000
Variância				
$\sigma^2$	0,165024	0,022564	7,313692	0,0000
$\gamma$	0,998830	0,001299	768,738036	0,0000
Continua				

Variáveis	Estimativas	Desvio Padrão	Valor Z	Pr(> z )
$\sigma_u^2$	0,164831	0,022923	7,190676	0,0000
$\sigma_v^2$	0,000193	0,000162	1,192281	0,2332
$\lambda$	29,224336	16,253010	1,798088	0,0722
ET média	0,4051	-	-	-
ET máxima	0,9872	-	-	-
ET mínima	0,0767	-	-	-

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: o número de observações é 206; a Log Verossimilhança é -76,80; e Razão de Verossimilhança Generalizada (LR teste de  $u_{it}$ ) é de 62,68 com  $p > \chi^2 = 0,0000$ .

Todas as variáveis do modelo SFA obtiveram coeficientes estatisticamente significativos ao nível de 1%. Da mesma forma, os coeficientes apresentaram os sinais positivos, portanto, com a direção esperada, o que corroboraram os resultados obtidos por Ferreira *et al.* (2016) e Araújo *et al.* (2014). Esses coeficientes correspondem à própria medida de elasticidade da produção à variação no insumo.

A Área foi o insumo agrícola que apresentou a maior elasticidade de produção, 0,35, indicando que 1% de aumento nesse fator elevará o produto agropecuário em 0,35%, *ceteris paribus*. As elasticidades da produção relativas às mudanças nos fatores trabalho e máquina, foram de 0,29 e 0,13, respectivamente. Esses resultados revelaram que a produção agropecuária nos países da ALC mantém-se inelásticas às variações nesses fatores de produção.

O coeficiente da tendência temporal (tempo) apresentou valor positivo, indicando que, com o decorrer do tempo, o produto agropecuário aumenta. Esse resultado corroborou aqueles obtidos por Marinho e Bittencourt (2007) e Araújo *et al.* (2014).

Ainda recorrendo à Tabela 2, o indicador de ineficiência,  $\gamma$ , foi estimado em 0,99, significando que 99% da variância total do erro composto na equação (1) são explicadas pela ineficiência técnica. Segundo o teste de Verossimilhança Generalizada (LR teste de  $u_{it}$ ), a hipótese de inexistência de efeitos de ineficiência técnica na função de produção foi rejeitada ao nível de 1% de significância, implicando que o termo de ineficiência técnica deve ser incorporado ao modelo. Tal fato também corroborou com Marinho e Bittencourt (2007), Araújo *et al.* (2014) e Ferreira *et al.* (2016).

A ineficiência técnica foi explicada significativamente por todas as variáveis investigadas como fontes de ineficiência – o crédito, a energia e o tempo. Os coeficientes do crédito agrícola e da tendência temporal foram significativos ao nível de 1% enquanto o coeficiente do consumo

de energia foi significativo apenas a 10% de significância.

O coeficiente do crédito apresentou sinal negativo, sendo este a direção esperada, ou seja, mantendo-se todas as variáveis constantes, o aumento no montante de crédito agrícola utilizado pelos países da ALC faz com que a ineficiência técnica nesse setor diminua. Em outras palavras, embora de baixa magnitude, a expansão no crédito agrícola está associada positivamente à elevação na eficiência técnica de produção.

Com relação ao consumo de energia, o efeito marginal desse insumo sobre a produção agrícola foi negativo, como era de se esperar, ou seja, o aumento do uso da energia na agricultura está associado à redução da ineficiência técnica da produção. Esta relação pode ser explicada pelo fato que as tecnologias modernas são dependentes desse insumo e podem conduzir a ganhos de produtividade.

Como dito anteriormente, a variável de tempo foi incluída como argumento do modelo de ineficiência técnica com a finalidade de capturar a sua evolução ao longo do tempo. O coeficiente da variável tempo foi positivo e significativo. Isto mostra que o setor agropecuário nos países da ALC experimentou perdas de eficiência técnica na produção. Esse resultado corroborou com os achados de Araújo e Araújo (2016) e Battese e Coelli (1995).

Ainda de acordo com a Tabela 2, a eficiência média estimada (ET média) foi de 0,4051 ou 40,51%. Isto significa que, em média, considerando o mesmo nível tecnológico, os países da ALC produziam 40,51% do produto agropecuário obtido pelos países localizados sobre a fronteira de produção. Para alcançar a fronteira de eficiência, o produto agropecuário dos países ineficientes deveria aumentar o produto em 246,9% [=  $(1/0,4051) \times 100$ ], mantendo o nível dos insumos constantes.

A Tabela 3 mostra cinco países mais eficientes e os cinco países menos eficientes, acompanhados dos valores médios do índice de eficiência técnica e das variáveis de produção e de ineficiência técnica.

Tabela 3 – Médias das variáveis para os cinco países mais e os cinco países menos eficientes.

Países	Produção	Área	Trabalho	Máquina	Energia	Crédito	Eficiência
Mais Eficientes							
Brasil	1.050.485.820	86.658	10.495	930.582	344.604	10.429	0,9853
Belize	1.444.814	98	22	1.202	250	35	0,7164
Argentina	122.696.332	34.886	1.440	276.266	121.986	4.374	0,6922
							Continua



Países	Produção	Área	Trabalho	Máquina	Energia	Crédito	Eficiência
Costa Rica	10.799.671	602	322	7.596	3.211	357	0,6737
Guatemala	25.244.535	2.542	1.719	5.825	2.301	175	0,5438
Menos Eficientes							
Nicaragua	7.493.800	2.367	373	2.884	599	219	0,2397
Peru	34.337.974	7.528	3.715	14.692	10.872	1.895	0,2093
Bolívia	13.128.751	4.603	1.789	6.821	9.659	363	0,1927
Panamá	3.985.359	771	264	9.386	840	596	0,1591
Suriname	510.128	99	33	1.047	3.150	25	0,0906

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com a Tabela 3, os cinco países com os maiores índices de eficiência técnica foram Brasil (0,9853), Belize (0,7164), Argentina (0,6922), Costa Rica (0,6737) e Guatemala (0,5438). Desse grupo de países, Brasil e Argentina destacam-se tanto em termos de produção quanto de emprego de insumos. Porém, a maior eficiência técnica obtida pelo Brasil está apoiada no desempenho excepcional de sua produção agrícola.

Os demais países desse grupo, Belize, Costa Rica e Guatemala, foram ordenados quanto a sua eficiência técnica em função da relação entre a produção obtida e quantidade empregada dos insumos. Embora a escala de produção entre Argentina e Belize consideravelmente diferente, a Argentina perdeu posição relativamente a Belize pelo fato de ter média de produção elevada, mas médias insumos empregados também altas, enquanto Belize obteve média de produção relativamente baixa, mas utilizou quantidades médias de insumos também baixas.

Ainda de acordo com a Tabela 3, os cinco países com os menores índices de eficiência técnica foram Nicarágua (0,2397), Peru (0,2093), Bolívia (0,1927), Panamá (0,1591) e Suriname (0,0906). Para esses países, a hierarquização da eficiência técnica também foi determinada pelas relações expressas por suas funções de produção, porém, vale destacar que a escala de produção desses países mostrou-se consideravelmente baixas.

Explicar a hierarquização dos países em termos de eficiência técnica com base nas médias de produção obtida e insumos empregados é uma tarefa difícil e imprecisa. Porém, pode-se inferir com base nas suas médias que para alguns países certos fatores de produção podem ter funcionado como fator limitante para produção e outros, caracterizar-se como uso perdulário. De tal forma, que conjuntamente essas relações podem fazer declinar a eficiência de um país relativamente a outro. Porém, em geral, observa-se que países que apresentaram maiores valores para as variáveis de energia e crédito, possuíam os maiores índices de eficiência técnica.

Isso pode ser um indício de que essas variáveis contribuíram para a redução da ineficiência técnica de produção agropecuária na América Latina e o Caribe.

### 4.3 Produtividade total dos fatores (PTF)

As estimativas da variação da produtividade total dos fatores (PTF) e de seus componentes, variações da eficiência técnica (VET) e tecnológica (VT), são apresentadas na Tabela 4.

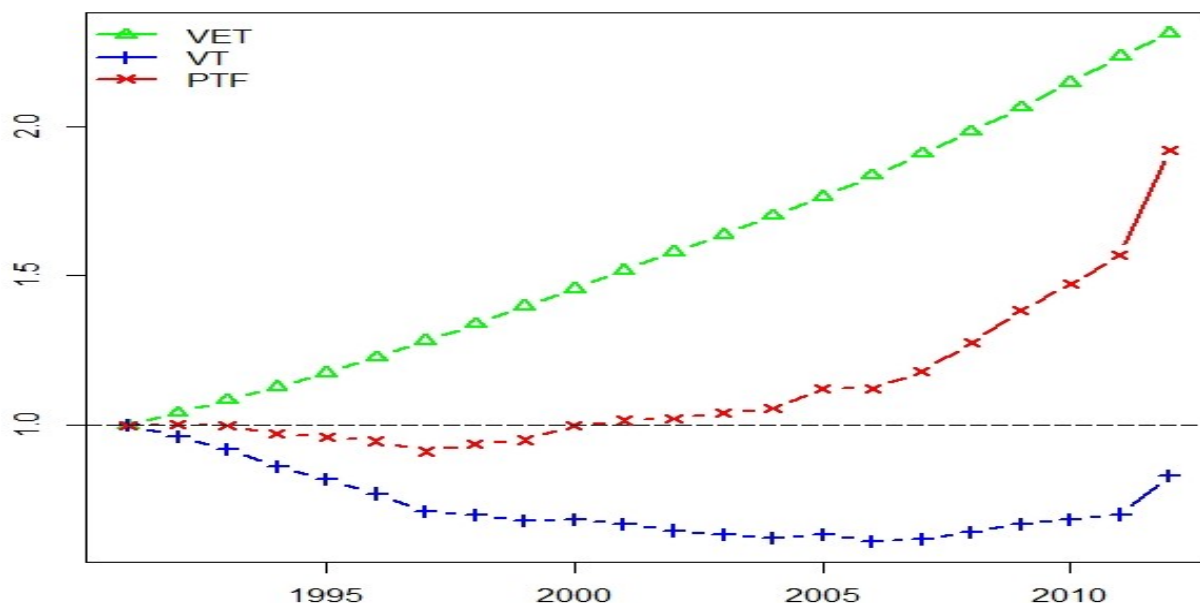
Tabela 4 – Decomposição da produtividade total dos fatores (índices cumulativos).

Ano	VET	VT	PTF
1991	1,0000	1,0000	1,0000
1992	1,0422	0,9624	1,0029
1993	1,0837	0,9217	0,9989
1994	1,1282	0,8618	0,9723
1995	1,1741	0,8188	0,9613
1996	1,2276	0,7718	0,9475
1997	1,2821	0,7120	0,9129
1998	1,3379	0,7013	0,9383
1999	1,3982	0,6803	0,9512
2000	1,4567	0,6861	0,9994
2001	1,5180	0,6694	1,0162
2002	1,5787	0,6485	1,0238
2003	1,6377	0,6352	1,0402
2004	1,7002	0,6225	1,0584
2005	1,7639	0,6366	1,1229
2006	1,8344	0,6123	1,1232
2007	1,9077	0,6189	1,1807
2008	1,9825	0,6435	1,2757
2009	2,0628	0,6710	1,3842
2010	2,1459	0,6860	1,4721
2011	2,2334	0,7023	1,5686
2012	2,3113	0,8305	1,9195

Fonte: Elaborado pelos autores.

De acordo com a PTF, o setor agropecuário dos países da ALC experimentou períodos de crescimento e decréscimo da produtividade. A PTF cresceu no início da série temporal (1991-1992) e também a partir do ano de 2001. Entre 1993 e 2000, a PTF do setor experimentou declínio. Para uma melhor visualização das mudanças, a Figura 2 mostra a evolução do índice de PTF Malmquist e de seus componentes ao longo do período de análise.

Figura 2 – Índice de PTF Malmquist (1991 – 2012).



Fonte: Elaborado pelos autores

De acordo com a Tabela 4 e a Figura 2, a eficiência técnica de produção nos países da ALC cresceu de forma consistente, já que o VET se mostrou maior que a unidade durante todo o período. No período analisado, a VET experimentou crescimento significativo, aproximadamente de 121,13% (Tabela 4).

Os índices de variação do progresso técnico ou variação tecnológica por sua vez, apresentou resultados inferiores à unidade, o que evidencia declínio do padrão tecnológico nos países da ALC e que implica no deslocamento da fronteira de produção do bloco para baixo. Aqui a variação tecnológica, entre 1991 e 2012, apresentou uma queda de 16,97%.

Em termos da validade dos resultados obtidos nesta seção, a literatura mostra-se ambígua. Corroborando os resultados desse estudo, Morais *et al.* (2016), ao analisar os países do Mercosul, entre 1991 e 2010, mostrou que ambos os grupos de países, membros e não-membros do MERCOSUL, apresentaram queda da PFT da ordem de 6,6% e 5,17%, respectivamente. Da mesma forma, os autores constaram que a VET e a VT declinaram durante o período.

Contrários ao que se viu nesse estudo, Marinho e Bittencourt (2007) mostraram que o

progresso técnico nos países da América Latina foi o principal responsável pelo crescimento da PTF. Alinhados com esse argumento, Araújo *et al.* (2014) e Ferreira *et al.* (2016) concluíram que a América Latina apresentou ganhos de produtividade total dos fatores, sendo o maior responsável por tal façanha o progresso tecnológico ocorrido nos países latino americanos.

Com base nos resultados obtidos pelo índice de produtividade de Malmquist, nota-se que houve aumento da produtividade total dos fatores. Contudo, tal façanha somente foi possível graças às melhorias nas mudanças de eficiência técnica, resultado que discordou dos achados de Hutchinson (2007), Zúñiga-González (2011) e Trindade e Fulginiti (2015). Mas, que corroborou com Ludena (2010). E, assim, para se aumentar ainda mais a PTF agrícola dos países da ALC deve ser introduzido novos pacotes tecnológicos no setor.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo avaliou a eficiência técnica e a mudança na produtividade total dos fatores, e de seus componentes, do setor agropecuário de dezoito países da América Latina e do Caribe (ALC), no período de 1991 a 2012. Utilizando o modelo de fronteira estocástica de produção, a variabilidade do produto agropecuário foi explicada pelos fatores terra, capital, trabalho e pelas fontes de ineficiência técnica atribuídas ao consumo de energia e crédito agrícola.

Os resultados mostraram que todas as variáveis de insumos (área, trabalho e máquinas) contribuíram para a expansão do produto agropecuário dos países da ALC. A Área agrícola foi o fator de produção que teve maior impacto sobre o produto, tendo a elasticidade de produção desse fator sido estimada em 0,35.

O consumo de energia e o montante de crédito agrícola explicaram significativamente a ineficiência técnica do setor agropecuário dos países da ALC, de tal forma que aumentos nesses insumos contribuíram para diminuir a ineficiência técnica da produção. Este resultado tem sua relevância para o setor agropecuário, pois demonstra que o aumento na disponibilidade de crédito agrícola associado ao emprego de tecnologia moderna que aumente o consumo de energia pode levar ao aumento da eficiência da produção agrícola. Porém, esse crédito deve ser fiscalizado pelas entidades ofertantes, a fim, de serem usados corretamente pelos produtores.

Com relação à produtividade total dos fatores, medida pelo índice de Malmquist, viu-se que em todo o período analisado os países apresentaram ganhos de produtividade. Contudo, tais ganhos somente foram possíveis pelo fato de ter havido aumento da eficiência técnica de produção, já que declínio do nível tecnológico ocorreu durante todo o período analisado. Porém, deve-se ressaltar que a literatura ainda é ambígua com relação às mudanças técnicas e tecnológicas no setor agropecuário dos países da ALC, o que aponta para a necessidade do aprofundamento da investigação sobre esse tema.

## **CAPÍTULO 2 - EFICIÊNCIA TÉCNICA DA AGROPECUÁRIA NO NORDESTE BRASILEIRO: UMA APLICAÇÃO DO MÉTODO DE META-FRONTEIRA**

### **1 INTRODUÇÃO**

A agricultura brasileira passou por marcantes transformações a partir da década de 1970. Essas mudanças estão relacionadas à criação das instituições de crédito rural, Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR) e oferta de crédito subsidiado para o setor agropecuário (BUAINAIN *et al.*, 2013). Além da oferta abundante de crédito rural, a modernização da agricultura também foi impulsionada pelos sistemas de extensão rural e pesquisa agrícola.

Na década de 1990, a agricultura brasileira sofreu os efeitos da abertura de mercado e eliminação do crédito subsidiado para a agricultura, o que resultou no aumento da competitividade no setor. Isto ocorreu concomitante ao crescimento da demanda por alimentos e matérias-primas no mundo e que levou à abertura de oportunidades de negócio para os produtores brasileiros (FORNAZIER; VIEIRA FILHO, 2013).

Essas transformações dispararam o processo da busca do produtor por maior eficiência técnica na agricultura brasileira embasado no conhecimento científico e na inovação tecnológica. Nesse período, a agricultura brasileira passou de um setor atrasado e defasado tecnologicamente para um setor dinâmico e promotor do crescimento do emprego e renda na economia rural.

A modernização da agricultura no Brasil não ocorreu de forma homogênea entre as regiões do País. Isto porque a política de teor agrícola favoreceu, principalmente, as regiões Centro-Sul, que desenvolveram uma agricultura baseada em insumos modernos e voltada para o mercado externo, enquanto as regiões Norte-Nordeste permaneceram com baixa produtividade, conduzindo uma agricultura de subsistência e produção voltada para os mercados locais. Tal situação contribuiu para a manutenção dos níveis elevados de pobreza, principalmente, no meio rural.

Segundo Fornazier e Vieira Filho (2013), a heterogeneidade da agricultura brasileira é reforçada por fatores culturais e climáticos cujas diferenças ocorrem tanto entre as regiões com também na mesma região. Esse contexto pode aprofundar ainda mais a heterogeneidade da produção agrícola brasileira, principalmente, no âmbito da eficiência técnica e de produtividade.

O Nordeste é uma das regiões brasileiras de maior vulnerabilidade às variabilidades

climáticas, que se associam às chuvas irregulares, aos *déficits* hídricos e à baixa resiliência da produção agrícola, sendo a zona semiárida a mais afetada. Além dos riscos produtivos, ao contrário da dinâmica da moderna produção, a atividade agrícola realizada no semiárido nordestino tem acesso restrito aos mercados, o que afeta marcadamente o desenvolvimento regional (SILVA, 2017).

Ferreira (2015) mostrou que do ano de 1970 até o ano de 2006, essa região apresentou o segundo maior ganho de produtividade (54%), ficando atrás somente da região Centro-Oeste (75%). Apesar das condições edafoclimáticas desfavoráveis à agricultura na região Nordeste, a expansão da fronteira agrícola vem ocorrendo de forma consistente nos últimos anos nessa região (FERREIRA, 2015), em particular na área denominada Matopiba, localizada nas fronteiras dos estados do Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia.

A análise de eficiência e produtividade da agropecuária brasileira tem um papel importante na investigação e entendimento dos fatores que condicionam seus níveis, assim como seu dinamismo e heterogeneidade. Farrel (1957) destaca que esse tipo de análise é essencial para o planejamento e elaboração de políticas relevantes para a alocação eficiente dos recursos produtivos e auxilia o tomador de decisão na melhoria do desempenho econômico em ambientes competitivos.

Segundo O'Donnell *et al.* (2008), na literatura, os métodos mais utilizados para se analisar o nível de eficiência de produção é a Análise Envoltória de Dados (DEA), um método não paramétrico, e a Fronteira Estocástica de Produção, metodologia paramétrica. Como mostram Jiang e Sharp (2015), o modelo de fronteira de produção estocástica é a abordagem mais adotada para os estudos de eficiência da produção agropecuária devido aos fatores aleatórios não negligenciáveis envolvidos. Em geral, esses modelos assumem que as empresas possuem a mesma tecnologia de produção subjacente.

Gomes *et al.* (2013) adotaram esse pressuposto, quando analisaram a eficiência técnica da agropecuária no Nordeste, ou seja, desconsideraram a heterogeneidade das empresas quanto à tecnologia empregada. Tal procedimento pode levar a conclusões equivocadas, seja no âmbito estadual ou regional, quanto à interpretação da eficiência técnica entre as unidades tomadoras de decisão (UTD's).

Este artigo tem como objetivo analisar a eficiência técnica da agropecuária na região Nordeste e suas fontes de ineficiência. Tomando o município como a unidade de tomada de decisão (UTD), o modelo de fronteira estocástica de produção é utilizado para estimar os índices

de eficiência técnica, os quais são comparados no âmbito do estado e da região. Neste último caso, utiliza-se o modelo de meta-fronteira para levar em consideração a heterogeneidade tecnológica entre os municípios nordestinos.

Os estudos de eficiência técnica e produtividade no setor agropecuário ainda são escassos no Brasil. Além de expor detalhadamente os modelos de fronteira estocástica de produção e meta-fronteira, as estimativas de eficiência técnica dos municípios na região Nordeste podem ser úteis para a formulação de políticas, visando alavancar a produtividade na região bem como tratar das fontes ineficiência por meio de incentivos financeiros.

Além desta seção introdutória, este trabalho está dividido em mais quatro seções. Na segunda seção faz-se a revisão de literatura de trabalhos que aplicaram o método de meta-fronteira na agropecuária no Brasil e no mundo; e também de trabalhos sobre a eficiência técnica da agropecuária no Nordeste. Na terceira seção apresenta-se a metodologia utilizada neste trabalho. Os resultados e discussões estão descritos na quarta seção. A seção cinco, por sua vez, faz as considerações finais do estudo.



## 2 REVISÃO DE LITERATURA

A revisão literatura tratou, primeiramente, da eficiência técnica da agropecuária na região nordestina, seguida da descrição dos estudos que aplicaram os métodos de análise de fronteira estocástica e meta-fronteira realizados na agropecuária no mundo e Brasil.

### 2.1 Eficiência técnica da agropecuária na região Nordeste

A produção agropecuária na região Nordeste é marcada pela limitação quanto à disponibilidade dos recursos naturais, fazendo com que a produtividade total dos fatores (PTF) seja baixa relativamente a outras regiões do Brasil. Conforme Araújo e Mancal (2015), sendo a atividade agrícola a principal fonte de renda do meio rural nordestino, a baixa produtividade da agricultura apresenta-se como um dos fatores que concorrem para a manutenção da pobreza nessa região.

Conforme Ferreira (2010), a baixa PTF é apontada como a principal causa do atraso econômico na região Nordeste, pois este parâmetro econômico explica parte considerável da diferença de renda entre as regiões. Segundo o autor, uma região que possui baixo nível de renda está associada a um elevado grau de ineficiência produtiva (transformação dos *inputs* em *outputs*), mesmo quando a diferença na disponibilidade dos insumos não é tão significativa.

As limitações na oferta dos recursos naturais na região Nordeste aumentam os riscos enfrentados pelos empreendimentos agrícolas. Esse processo torna o produtor agrícola avesso ao risco, fazendo diminuir o grau de investimento em bens de capital na agricultura nessa região. Apesar disso, Galvão (2014) destaca que, a partir da década de 1990, vem-se observando um novo padrão de produção agrícola, em que a iniciativa privada passou a ser o principal responsável pelas inovações tecnológicas ocorridas na agropecuária.

Essas transformações na agricultura brasileira foram registradas nos estudos de Marinho e Carvalho (2004), Vicente (2004) e Gasques *et al.* (2010) enquanto as mudanças na agricultura nordestina foram investigadas por Gomes *et al.* (2013), Araújo e Mancal (2015) e Araújo e Araújo (2016). Os principais resultados desses estudos são mostrados a seguir.

Marinho e Carvalho (2004) observaram ganhos de produtividade em todas as regiões brasileiras durante o período de 1970 a 1990. Utilizando o índice de Malmquist, as regiões brasileiras exprimiram os seguintes aumentos de produtividade: Sul (64,3%), Sudeste (54,86%),

Centro-Oeste (49,74%), Norte (46,85%) e Nordeste (22,88%). Os aumentos na PTF da agropecuária regional decorreu, principalmente, da mudança tecnológica ocorrida nesse período.

Vicente (2004), estudando a PTF no mesmo período (1970-1990), constatou que a região Centro-Oeste expressou o maior aumento da produtividade nas lavouras, com 104%, seguida pelas regiões Sul e Sudeste, com 67% e 61%, respectivamente. As regiões Norte e Nordeste exibiram os menores aumentos de produtividade nas lavouras, com -33% e 35%, respectivamente.

Gasques *et al.* (2010) mensuraram a PTF da agricultura do Brasil e das Unidades Federativas (UF's). Para isto, estimaram o índice de Tornqvist, utilizando dados do Censo Agropecuário de 1970 a 2006. No período analisado, a taxa de crescimento da PTF brasileira foi de 2,27% ao ano, sendo a PTF responsável por 65% do crescimento do produto. Relativamente à expansão do produto, a taxa de crescimento anual da produtividade da mão de obra foi superior ao aumento da taxa anual da produtividade da terra. Acompanhando a dinâmica da economia brasileira, todos os estados nordestinos registraram crescimento na produtividade total dos fatores.

Gomes *et al.* (2013), utilizando o índice de Malmquist, analisaram as mudanças ocorridas na estrutura da agropecuária no Nordeste, com base nos dados de 187 microrregiões, entre 1996 e 2006. Esse trabalho mostra que quase metade das microrregiões teve ganho de produtividade, destacando que todas as microrregiões denotaram ganhos de eficiência tecnológica. Observou-se também que a microrregião onde ocorreu redução de produtividade deveu-se ao declínio considerável na eficiência produtiva.

Ainda segundo Gomes *et al.* (2013), as mudanças na estrutura da agropecuária nordestina foram resultantes da adoção de tecnologias poupadoras de trabalho, ocorrendo em 80% das microrregiões, em que se observou a intensificação mecânica no processo produtivo (substituição de trabalho por máquinas). Com base na relação trabalho por trator, essa razão passou de 148,01, em 1996, para 130,89, em 2006, correspondendo a um declínio de 11,57%.

Araújo e Mancal (2015), também utilizando o índice de Malmquist, avaliaram o nível produtividade dos nove estados nordestinos, entre os anos de 1970 e 2006. Os autores concluíram que o crescimento da PTF não foi homogêneo entre os estados nordestinos e que o setor agropecuário obteve ganhos de produtividade crescentes nas nove UF's estudadas. O fator trabalho mostrou maior poder explicativo do crescimento da produção agropecuária do que o fator capital. Esses resultados confirmaram parcialmente aqueles obtidos por Gomes *et al.*

(2013).

Esses trabalhos mostraram que as regiões brasileiras experimentaram crescimento na eficiência técnica e na produtividade total dos fatores da agropecuária. Também apontam no sentido de aprofundar as investigações sobre as diferenças regionais e o impacto de sua heterogeneidade nas estimativas de eficiência técnica na agropecuária.

## **2.2 Modelos de fronteira estocástica de produção e de meta-fronteira**

A análise de fronteira de produção estocástica é um método amplamente utilizado para mensurar a ineficiência técnica. Os trabalhos pioneiros foram Meeusen e Broeck (1977), o primeiro a utilizar esse método, seguidos posteriormente por Battese e Coelli (1995) e Bauer (1990). Esses últimos propuseram a análise de fronteira estocástica de produção, utilizando dados em painel e incluindo o componente de ineficiência técnica de produção.

Já a meta-fronteira de produção proposta por Battese *et al.* (2004) surgiu como forma de comparar firmas que não compartilham a mesma função de produção. Essas diferenças surgem por causa de distinções nos níveis de estoques disponíveis de capital físico, humano e financeiro (e.g., tipo de maquinaria, tamanho e qualidade da força de trabalho, acesso a divisas), infraestrutura econômica (e.g., número de portos, acesso aos mercados), dotações de recursos (e.g., qualidade dos solos, clima, recursos energéticos) e quaisquer outras características do ambiente físico, social e econômico em que a produção está inserida (O'DONNELL *et al.*, 2008).

Dado que essas diferenças ocorrem entre os espaços geográficos, uma firma localizada numa região  $j$  não terá o mesmo nível de tecnologia de uma firma na região  $i$ , tornando a eficiência técnica de produção dessas organizações incomparáveis. Para superar esta limitação, Battese *et al.* (2004) e O'Donnell *et al.* (2008) propuseram o modelo de meta-fronteira, que consiste numa abordagem mista de dois estágios, sendo que o primeiro estima as fronteiras regionais enquanto o segundo estima a meta-fronteira com base nos dados de todas as regiões (dados agrupados).

O método de meta-fronteira é aplicado em diversas áreas, inclusive no setor agropecuário. A seguir, são descritos alguns estudos em que a função de meta-fronteira foi estimada para analisar a eficiência no setor agropecuário no mundo e Brasil.

Dadzie e Dasmani (2010), utilizando uma função de produção de meta-fronteira, investigaram o efeito das variáveis gênero e administração da propriedade no nível de eficiência dos estabelecimentos agrícolas no distrito de Juaboso, no oeste de Gana. Utilizando uma amostra

estratificada por gênero do proprietário, observaram-se que as fazendas geridas por mulheres se mostraram mais eficientes e também mais próximas do produto potencial definido em comparação com aquelas administradas por homens.

Temoso *et al.* (2016) utilizaram a função de meta-fronteira para analisar a eficiência técnica dos sistemas de produção de gado bovino na Botswana. Comparando 43 distritos agrícolas, classificados em tradicionais e comerciais, esse estudo mostrou que os distritos comerciais denotavam maior eficiência do que os distritos tradicionais, onde a tecnologia utilizada era rudimentar. Constatou-se que as produções médias de carne, nos sistemas de cultivo tradicional e comercial, poderiam ser aumentadas 26% e 30%, respectivamente, caso toda a ineficiência na produção fosse eliminada.

Otieno *et al.* (2014) aplicaram o método de meta-análise na análise da eficiência do gado de corte no Quênia com base em dados primários. Os resultados mostraram que a maioria dos agricultores subutilizava a tecnologia disponível e produzia quantidades menores do que a produção potencial; e que a produção foi afetada positivamente, principalmente, pelo uso de controle na produção, existência de um administrador na fazenda, obtenção de renda não agrícola, tamanho do rebanho e idade dos agricultores.

Moreira e Bravo-Ureta (2010) compararam a eficiência técnica e os índices de meta-tecnologias para as fazendas produtoras de leite da Argentina, Chile e Uruguai. Para esses países, as médias dos índices de eficiência técnica estimadas foram 72,8%, 65,8% e 73,4%, enquanto dos índices de meta-tecnologias, 83,8%, 79,6% e 91,4%, respectivamente. As eficiências técnicas da Argentina e Uruguai são estatisticamente semelhantes, uma vez que estão relativamente mais próximas da meta-fronteira.

No contexto brasileiro, Silva (2017) utilizou o modelo de meta-fronteira para investigar as diferenças nos níveis de eficiência da produção agropecuária e seus fatores determinantes, nos estados e regiões brasileiras, inclusive nos municípios pertencentes à área de atuação da Sudene. Nesse último caso, os municípios foram divididos, quanto à sua localização geográfica, em dois grupos: na região semiárida e fora da região semiárida.

Utilizando dados de painel construídos a partir dos Censos agropecuários de 1975 a 2006, Silva (2017) mostrou que as funções de produção das regiões brasileiras (excluída a região Norte) são heterogêneas, tendo as regiões Centro-Oeste e Sul os maiores níveis tecnológicos. Comparando os municípios da região semiárida com aqueles fora dela, o segundo grupo possuía a maior eficiência técnica média, sendo que os municípios do semiárido produzirão no máximo

74% do que os municípios fora da região semiárida (SILVA, 2017).

Embora essa revisão de literatura não tenha sido exaustiva, pode-se assinalar que as análises de fronteira estocástica e meta-fronteira de produção no contexto da agropecuária têm crescido em número e aplicação, abordando os mais variados contextos. Relativamente à investigação da heterogeneidade inter e intrarregional, a aplicação do modelo de meta-fronteira ainda é incipiente no contexto da agropecuária brasileira.

### 3 METODOLOGIA

Esta seção descreve, inicialmente, o modelo econométrico de fronteira estocástica de produção e os testes estatísticos realizados. Em seguida, são expressas a função de produção utilizada no modelo empírico e os procedimentos para a estimação da meta-fronteira. Por último, descrevem-se as fontes de dados da pesquisa.

#### 3.1 Fronteira estocástica de produção

A função de produção para uma Unidade Tomadora de Decisão (UTD)  $i$  no ano  $t$  é definida conforme Battese e Coelli (1995) como:

$$y_{it} = \exp(x_{it}\beta + v_{it} - u_{it}), \quad (16)$$

onde:  $y_{it}$  é o vetor de quantidades produzidas (*outputs*) pelo  $i$ -ésimo município no  $t$ -ésimo ano;  $x_{it}$  é o vetor de insumos (*inputs*) utilizados na produção pelo  $i$ -ésimo município no  $t$ -ésimo ano; e  $\beta$  é o vetor de coeficientes a serem estimados.

A composição do termo de erro é dada por  $v_{it}$  e  $u_{it}$ , tidos como independentes entre si (COELLI *et al.*, 1998; BATTESE; COELLI, 1995). O primeiro termo,  $v_{it}$ , representa um conjunto de variáveis aleatórias assumidas como independentes e identicamente distribuídas com distribuição normal de média zero e variância constante,  $iid N \sim (0, \sigma_v^2)$ . Esse termo captura os erros de medição, ruídos estatísticos e choques aleatórios fora do controle da unidade produtiva, e os efeitos das variáveis explicativas não especificadas na função de produção.

O segundo termo,  $u_{it}$ , representa um conjunto de variáveis aleatórias não negativas (truncada em zero), responsáveis pela ineficiência da produção, podendo o mesmo assumir a distribuição normal truncada, a *half-normal*, a exponencial ou a *gamma* (COELLI *et al.*, 1998).

Neste estudo, como se busca calcular o nível de eficiência para cada estado da região Nordeste, a equação (16) passa a ser:

$$y_{it}^k = \exp(x_{it}^k \beta^k + v_{it}^k - u_{it}^k), \quad (17)$$

em que:  $y_{it}^k$  e  $x_{it}^k$  representam, respectivamente, a produção e os insumos utilizados do  $i$ -ésimo município do  $k$ -ésimo estado no ano  $t$ .

Considera-se que a relação entre insumos e produtos dos diversos municípios em distintos estados é representada por uma fronteira estocástica para cada grupo de estados. Sendo assim, para cada  $k$ -ésimo estado existe um conjunto de  $N_k$  municípios produzindo um produto a partir de vários insumos.

A eficiência técnica por orientação ao produto para o  $i$ -ésimo município do  $k$ -ésimo estado no  $t$ -ésimo ano é dada pela razão entre o produto observado e produto de fronteira. Uma vez que  $u_{it} \geq 0$ , isso assegura que todas as observações estejam situadas na fronteira ou abaixo dela. Assim, a eficiência técnica é dada por (COELLI *et al.*, 1998; BATTESE *et al.*, 2004; O'DONNELL *et al.*, 2008):

$$ET_{it}^k = \frac{y_{it}^k}{\exp(x_{it}^k \beta^k + v_{it}^k)} = \frac{\exp(x_{it}^k \beta^k + v_{it}^k - u_{it}^k)}{\exp(x_{it}^k \beta^k + v_{it}^k)} = \exp(-u_{it}^k). \quad (18)$$

A eficiência técnica pode ser estimada de duas maneiras:

- eficiências individuais invariantes no tempo, isto é,  $u_{it}^k = u_i^k$  que significa que cada UTD tem uma eficiência individual que não varia ao longo do tempo; e
- eficiências individuais variantes no tempo, assim  $u_{it}^k = \eta_i^k u_i^k = \exp(-\eta(t - T)) u_i^k$  que significa que cada uma das firmas possui uma eficiência individual e os termos de eficiência de todas as UTD's podem variar ao longo do tempo com a mesma taxa (e na mesma proporção) (BATTESE; COELLI, 1992).

O termo  $\eta$  pode assumir valor positivo, negativo ou nulo, tal que:  $\eta > 0$  quando a ineficiência técnica é decrescente ao longo do tempo;  $\eta < 0$  quando a ineficiência for crescente; e  $\eta = 0$  quando a ineficiência técnica não varia no tempo.

As estimações dos parâmetros da equação (17) são obtidas pelo método da Máxima Verossimilhança. Aigner *et al.* (1977) parametrizaram a função log-máxima verossimilhança, passando a ser expressa em termos da variância dos parâmetros:  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  e  $\lambda^2 = \sigma_u^2 / \sigma_v^2 \geq 0$ . Se  $\lambda = 0$ , a ineficiência técnica é inexistente, e todos os desvios da fronteira decorrem dos ruídos estocásticos.

Battese e Corra (1977) consideraram mais conveniente parametrizar a função de log-máxima verossimilhança em termos de  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  e  $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ . O parâmetro  $\gamma$  encontra-se entre os valores zero e a unidade. Se  $\gamma = 0$ , tem-se que todos os desvios à fronteira de produção devem-se a choques aleatórios; se  $\gamma = 1$ , tem-se que todos os desvios são causados pela ineficiência técnica.

### 3.2 Função de produção de meta-fronteira

Neste estudo, o método de meta-fronteira é utilizado para analisar a eficiência técnica dos estados nordestinos, cuja heterogeneidade tecnológica é testada. Para isto, define-se a função determinística de produção de meta-fronteira, proposta por Battese *et al.* (2004), como:

$$y_{it}^* = f(x_{1it}^k, x_{2it}^k, \dots, x_{Nit}^k; \beta^*) = \exp(X_{it}^k \beta^*), \quad (19)$$

onde:  $y_{it}^*$  denota o produto de meta-fronteira do  $i$ -ésimo município do  $k$ -ésimo estado; e  $\beta^*$  é o vetor de parâmetros de meta-fronteira, que satisfaz a seguinte restrição:

$$X_{it}^k \beta^* \geq X_{it}^k \beta^k \quad \text{para todo } k = 1, 2, \dots, 9. \quad (20)$$

Essa restrição permite que os valores de produção de meta-fronteira não sejam menores que os componentes determinísticos das funções de produção de fronteiras estocásticas dos distintos grupos envolvidos, abrangendo todos os grupos e períodos de tempo.

O produto observado para a  $i$ -ésima UTD no  $t$ -ésimo período de tempo, definido pela fronteira estocástica para o  $k$ -ésimo estado na equação (17), pode ser expresso como:

$$y_{it}^k = \exp(-u_{it}^k) \times \frac{\exp(X_{it}^k \beta^k)}{\exp(X_{it}^k \beta^*)} \times \exp(X_{it}^k \beta^* + v_{it}^k). \quad (21)$$

O primeiro termo do lado direito na equação (21) é a ineficiência técnica do  $k$ -ésimo estado, conforme mostrado na equação (18). Já o segundo termo do lado direito é a razão de meta-tecnologia ( $RMT_{it}^k$ ) para cada grupo.

A RMT mede a proporção da produção para a função de produção de fronteira para o estado  $k$  em relação à produção potencial que é definida pela função meta-fronteira. Esse parâmetro pode assumir valor entre zero e um, que é determinado pela equação (20), tal que: quanto mais próximo de zero, menor o aproveitamento do nível tecnológico do estado  $k$ ; quanto mais próximo da unidade, maior o nível tecnológico do estado  $k$ . A título de exemplo, um estado com  $RMT = 0,90$  significa que o mesmo produzirá no máximo 90% do seu potencial produtivo.

A eficiência técnica em relação à meta-fronteira é calculada pela razão entre o produto observado de cada firma em relação ao produto de meta-fronteira. Assim, tem-se:

$$ET_{it}^{*k} = \frac{y_{it}^k}{\exp(X_{it}^k \beta^* + v_{it}^k)}. \quad (22)$$



Tendo como base as relações estabelecidas pelas equações (18) e (21), a eficiência técnica em relação à meta-fronteira é expressa como:

$$ET_{it}^{*k} = ET_{it}^k \times RMT_{it}^k. \quad (23)$$

O método de Programação Linear (PL) pode ser utilizado para estimar os coeficientes de produção de meta-fronteira satisfazendo a equação (20). Esse método tem como objetivo minimizar a soma absoluta dos desvios entre a meta-fronteira e cada uma das fronteiras dos vários estados (BATTESE *et al.*, 2004; O'DONNELL *et al.*, 2008). O problema de PL é dado por:

$$\min_{\beta^*} L = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \left| \ln f(X_{it}^k \beta^*) - \ln f(X_{it}^k \hat{\beta}^k) \right|, \quad (24)$$

$$\text{sujeito a } \ln f(X_{it}^k \beta^*) \geq \ln f(X_{it}^k \hat{\beta}^k) \quad \text{para todo } i \text{ e } t. \quad (25)$$

Uma vez a restrição (25) satisfeita, todos os desvios em (24) são positivos, e, assim, todos os desvios absolutos são simplesmente iguais aos desvios. Como os coeficientes  $\beta^k$ , e os  $X_{it}^k$  são fixos, o problema de Programação Linear pode ser escrito como:

$$\min_{\beta^*} L = \sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N \ln f(X_{it}^k \beta^*), \quad (26)$$

$$\text{sujeito a } \ln f(X_{it}^k \beta^*) \geq \ln f(X_{it}^k \hat{\beta}^k) \quad \text{para todo } i \text{ e } t. \quad (27)$$

Fazendo a função  $f(X_{it}^k \beta^*)$  log-linear nos parâmetros, segundo O'Donnell *et al.* (2008), a PL pode ser simplificada ainda mais, tomando o seguinte formato:

$$\min_{\beta^*} L = \bar{X} \beta^*, \quad (28)$$

$$\text{sujeito a } X_{it}^k \beta^* \geq X_{it}^k \hat{\beta}^k \quad \text{para todo } i \text{ e } t, \quad (29)$$

onde:  $\bar{X}$  é um vetor linha que contém as médias de todos os elementos dos  $X_{it}$ -vetores para todas as observações do conjunto de dados (BATTESE *et al.*, 2004).

### 3.3 Modelo empírico

Para a função de produção agropecuária para cada estado da região Nordeste, assume-se a forma duplo log (ou log-log), tal que:

$$\ln Y_{it}^k = \beta_0 + \beta_1 \ln AREA_{it}^k + \beta_2 \ln TRABALHO_{it}^k + \beta_3 \ln TRATORES_{it}^k + v_{it}^k - u_{it}^k, \quad (30)$$

em que:  $\ln Y_{it}^k$  é o logaritmo natural do PIB agropecuário do município  $i$  no período  $t$  do estado  $k$ ;  $\ln AREA_{it}^k$  é o logaritmo natural do fator de produção terra do município  $i$  no período  $t$  do estado  $k$ ;  $\ln TRABALHO_{it}^k$  representa o logaritmo natural do fator trabalho, que é dado pela quantidade de pessoas maiores de 16 anos envolvidas na agropecuária do município  $i$  do estado  $k$  no período  $t$ ;  $\ln TRATORES_{it}^k$  é o logaritmo natural do número de tratores do  $i$ -ésimo município no  $t$ -ésimo ano do  $k$ -ésimo estado;  $v_{it}^k$  e  $u_{it}^k$ , representam os termos de choques aleatórios e de ineficiência técnica, respectivamente, conforme já expresso.

As variáveis explicativas foram selecionadas com base nos modelos estimados em Battese e Coelli (1992), Dadzie e Dasmani (2010), Jiang e Sharp (2015), Ferreira *et al.* (2016), Araújo e Mancal (2015) e Araújo e Araújo (2016).

Segundo Battese e Coelli (1995) e Jiang e Sharp (2015), o termo de ineficiência  $u_{it}^k$  pode ser explicado por distintas variáveis. Battese e Coelli (1995) utilizaram como variáveis de ineficiência, anos de estudo e idade do dono da fazenda, e ainda uma variável de tempo. Enquanto Jiang e Sharp (2015), além da variável tempo, usou o número de vacas em lactação, quantidade de galpões e a intensidade (vacas/hectare). No Brasil, Ferreira *et al.* (2016) consideraram como variáveis de ineficiência o *open market* (abertura comercial) e a educação (anos de estudo).

No presente estudo, devido a disponibilidade bastante limitada de dados secundários da agropecuária brasileira, apenas a variável valor dos investimentos foi considerada como fator de ineficiência técnica na agropecuária brasileira, pressupondo-se que exista uma relação inversa com a ineficiência, ou seja, quanto maior o valor dos investimentos, menor a ineficiência técnica. Araújo e Araújo (2016), também, utilizaram a variável investimento como fonte de ineficiência técnica de produção, porém, as UTD's utilizadas no estudo foram as mesorregiões cearenses.

Matematicamente, o termo de ineficiência, neste trabalho, é representado por:

$$u_{it}^k = \delta_0 + \delta_1 INVESTIMENTO_{it}^k + w_{it}^k, \quad (31)$$

onde:  $INVESTIMENTO_{it}^k$  é o valor dos investimentos, do município  $i$  no período  $t$  do  $k$ -ésimo estado;  $w_{it}^k$  é um termo ruído branco (*white noise*), ou seja,  $N \sim (0, \sigma^2)$ . O termo de ineficiência,  $u_{it}^k$ , tem distribuição normal truncada não negativa,  $N^+ \sim (\delta_0 + \delta_1 I_{it}^k, \sigma^2)$ . Os parâmetros  $\delta$ 's na equação (31) e  $\beta$ 's em (30), são estimados simultaneamente por meio do estimador de Máxima-Verossimilhança.

### 3.4 Testes de hipóteses

Dois testes de hipóteses são realizados, a fim de selecionar o melhor modelo para análise dos dados: (i) ausência de efeito da ineficiência técnica; e (ii) existência de fronteiras regionais diferentes.

O primeiro teste consiste em verificar a inexistência da ineficiência técnica, ou seja, se de fato o modelo capta a ineficiência da unidade tomadora de decisão. Para isto, primeiro, estima-se uma função de produção com o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), isto é, ignorando a ineficiência no modelo. Em seguida, estima-se a função de produção estocástica, em que a ineficiência é considerada.

O teste do efeito de ineficiência técnica consiste em comparar os dois modelos, seguindo os seguintes passos: (i) após estimar os dois modelos e seus respectivos valores de log-verossimilhança (LL), obtém-se o valor da estatística da verossimilhança generalizada, dada por  $LR = -2(\ln LL_{H_0} - \ln LL_{H_1}) \sim \chi^2$ , sendo este utilizado no teste de hipótese:  $H_0: \gamma = 0$  (ausência de ineficiência) e  $H_1: \gamma \neq 0$  (ineficiência presente); (ii) se o valor calculado da estatística do teste for maior que valor crítico da Tabela Kodde e Palm (1986), rejeita-se  $H_0$  (i.e., as UTD's possuem ineficiência técnica).

O segundo teste consiste em verificar se os nove estados da região Nordeste são representados ou não pela mesma fronteira estocástica de produção. Para testar tal hipótese, utiliza-se o teste da Razão de Verossimilhança Generalizada (LR), tendo como hipótese nula que os nove estados possuem a mesma função de produção. O teste verifica a significância das seguintes hipóteses:  $H_0$ : LL da fronteira agrupada (*pooled*); e  $H_1$ : soma de todas LL das fronteiras de cada estado. A razão de verossimilhança generalizada é dada por  $LR = -2(\ln LL_{H_0} - \ln LL_{H_1}) \sim \chi^2$ , tal que se o valor da estatística LR for maior que o valor crítico da Tabela de Kodde e Palm (1986), rejeita-se a hipótese nula (i.e., as fronteiras de cada estado diferem).

Se a hipótese nula de que a fronteira estocástica para os dados agrupados for rejeitada em favor das fronteiras estaduais separadas, as estimativas de TE regionais não são comparáveis entre si (JIANG; SHARP, 2015).

### 3.5 Fonte de dados

Os dados utilizados na pesquisa são de natureza secundária, relativos aos municípios da região Nordeste, e que consiste de variáveis que descrevem o setor agropecuário. Esta região é

formada por nove estados e 1.795 municípios.

A unidade de tomada de decisão (UTD) utilizada é o município e o período de análise abrange os anos de 1996 e 2006, correspondente aos Censos Agropecuários recentes. Entre esses anos o número de municípios por estado aumentou de 1.495 municípios, em 1996, para 1.518 municípios, em 2006, que pode ter sido em função da criação e/ou fusão de municípios. Os estados em que ocorreram aumento no número de municípios foram Maranhão, Paraíba e Piauí, e diminuição em Alagoas, Bahia, Ceará, Pernambuco, Rio Grande do Norte e Sergipe.

Os municípios que não possuíam dados completos no período foram excluídos da amostra, gerando, assim, um painel desbalanceado. No total, 1.668<sup>1</sup> municípios, assim distribuídos por estado: Alagoas (101); Bahia (410); Ceará (176); Maranhão (186); Paraíba (199); Pernambuco (182); Piauí (184); Rio Grande do Norte (155); e Sergipe (75).

Nos modelos de análise de eficiência, foram utilizadas cinco variáveis, a saber: o produto, como variável explicada; área agrícola, trabalho, tratores, investimentos, como variáveis explicativas.

O Produto é definido como o valor do PIB agrícola municipal. A Área Agrícola corresponde à área total de um município destinado à agropecuária, medida em hectares. A variável Trabalho é tomada como o total de pessoas ocupadas na agropecuária, incluindo os proprietários. A variável Tratores é uma *proxy* que representa o capital físico empregado no setor agropecuário municipal, medida pela quantidade de tratores disponíveis em tal município. A variável Investimentos corresponde ao valor total dispendido por cada município para aquisição de benfeitorias, equipamentos etc., medida em mil reais para o ano-base 2000.

Os valores do PIB agropecuário para os anos de 1996 e 2006 foram obtidos no Ipeadata (2017) (banco de dados disponibilizado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). Os dados de área agrícola, trabalho, tratores e investimentos para o ano de 1996 foram obtidos também no Ipeadata e, para o ano de 2006, junto ao IBGE (IBGE, 2017). Os valores monetários foram deflacionados para o ano-base de 2000 (mil reais de 2000).

Todas as estimações foram realizadas em ambiente estatístico *R* (R Core Team, 2017), usando pacotes adicionais tais como: o pacote *frontier* (COELLI; HENNINGSEN, 2017) para estimar as fronteiras estocásticas; o *lpSolveAPI* (KONIS, 2016) para obter os parâmetros da

<sup>1</sup> O painel balanceado, neste estudo, teria 1.345 municípios em cada ano, totalizando 2.690 observações nos dois períodos. Já o painel desbalanceado, como é o caso nesta análise, tem 1.495 em 1996 e 1.518 em 2006. O número de municípios que se diferencia entre os anos soma 323, sendo 150 em 1996 e 173 em 2006. Assim, o total de municípios analisados soma 1.668 (1.345 + 323) municípios.

função de meta-fronteira (estimação da programação linear); e o *plm* (CROISSANT; MILLO, 2017) para ordenar os dados em forma de painel.

## 4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção, além das estatísticas descritivas das variáveis, exprimem-se os resultados das estimações das fronteiras estocásticas, dos testes de hipóteses realizados e da meta-fronteira. Posteriormente, analisam-se, com base nos parâmetros de meta-produção, as razões de meta-tecnologia e eficiência técnica.

### 4.1 Estatística descritiva das variáveis

A Tabela 5 contém as estatísticas descritivas das variáveis investigadas para as UTD's (município), agregadas ao nível de estado e da região Nordeste.

Tabela 5 – Sumário estatístico das variáveis investigadas das UTD's (municípios).

Descrição	Variável	1996		2006		Variação (%)
		Media	CV (%)	Media	CV (%)	
AL	Área (ha)	21.424,60	67,64	21.939,13	78,18	2,40
	Trabalho (un.)	4.321,04	100,72	4.731,30	89,70	9,49
	Tratores (un.)	36,30	107,40	38,04	143,36	4,80
	Investimento (R\$ 1.000)	4.241,06	147,86	1.180,85	113,49	-72,16
	PIB Agro (R\$ 1.000)	10.818,22	126,53	6.877,83	112,81	-36,42
BA	Área (ha)	73.355,32	116,60	73.872,61	124,49	0,71
	Trabalho (un.)	6.135,77	78,45	5.786,92	77,77	-5,69
	Tratores (un.)	62,98	209,06	70,34	178,65	11,69
	Investimento (R\$ 1.000)	3.532,25	236,11	3.131,07	360,40	-11,36
	PIB Agro (R\$ 1.000)	9.810,17	144,94	9.620,18	201,13	-1,94
CE	Área (ha)	51.418,84	96,98	48.037,94	96,83	-6,58
	Trabalho (un.)	6.571,95	71,66	6.783,97	69,42	3,23
	Tratores (un.)	26,33	108,49	35,81	109,44	36,03
	Investimento (R\$ 1.000)	2.920,38	152,79	1.661,56	92,49	-43,10
	PIB Agro (R\$ 1.000)	9.655,37	78,39	10.342,67	93,66	7,12
MA	Área (ha)	97.627,24	104,36	69.648,51	114,78	-28,66
	Trabalho (un.)	9.806,98	71,10	4.790,65	80,61	-51,15
	Tratores (un.)	31,22	150,28	35,21	167,18	12,77
	Investimento (R\$ 1.000)	2.064,15	131,65	1.777,50	127,45	-13,89
	PIB Agro (R\$ 1.000)	12.027,68	67,20	12.834,92	105,21	6,71

Continua

Descrição	Variável	1996		2006		Variação (%)
		Media	CV (%)	Media	CV (%)	
PB	Área (ha)	24.741,34	81,07	18.727,23	76,97	-24,31
	Trabalho (un.)	2.891,59	73,18	2.405,85	70,79	-16,80
	Tratores (un.)	19,66	115,31	16,28	113,01	-17,22
	Investimento (R\$ 1.000)	1.424,31	132,01	697,36	84,69	-51,04
	PIB Agro (R\$ 1.000)	5.168,56	118,64	3.893,22	160,35	-24,67
PE	Área (ha)	31.926,12	109,51	31.318,68	116,50	-1,90
	Trabalho (un.)	5.557,98	69,83	5.417,38	82,11	-2,53
	Tratores (un.)	32,41	119,10	32,21	181,84	-0,61
	Investimento (R\$ 1.000)	4.411,06	150,99	1.469,34	160,61	-66,69
	PIB Agro (R\$ 1.000)	11.718,22	101,12	8.276,17	209,73	-29,37
PI	Área (ha)	69.413,15	93,77	48.666,07	98,97	-29,89
	Trabalho (un.)	4.668,53	76,16	4.186,40	77,56	-10,33
	Tratores (un.)	17,93	126,06	22,69	143,21	26,57
	Investimento (R\$ 1.000)	1.251,82	176,75	1.472,36	541,81	17,62
	PIB Agro (R\$ 1.000)	4.970,82	96,20	3.479,18	99,09	-30,01
RN	Área (ha)	25.479,67	93,65	22.357,12	86,59	-12,26
	Trabalho (un.)	2.226,79	81,91	1.650,25	86,01	-25,89
	Tratores (un.)	25,17	120,44	32,39	173,58	28,66
	Investimento (R\$ 1.000)	1.839,03	274,63	760,33	113,20	-58,66
	PIB Agro (R\$ 1.000)	3.850,10	113,17	4.751,67	142,92	23,42
SE	Área (ha)	22.701,70	92,12	21.495,16	89,58	-5,31
	Trabalho (un.)	4.176,95	95,60	3.791,53	93,84	-9,23
	Tratores (un.)	39,79	112,39	43,82	106,55	10,15
	Investimento (R\$ 1.000)	1.881,02	96,97	1.254,58	94,01	-33,30
	PIB Agro (R\$ 1.000)	6.659,50	100,40	5.555,64	77,05	-16,58
NE	Área (ha)	51.727,08	128,47	46.969,03	136,01	-9,20
	Trabalho (un.)	5.344,39	88,63	4.672,97	88,10	-12,56
	Tratores (un.)	37,10	205,23	40,79	190,45	9,95
	Investimento (R\$ 1.000)	2.804,13	208,06	1.776,49	364,97	-36,65
	PIB Agro (R\$ 1.000)	8.591,17	123,90	7.822,25	173,10	-8,95

Fonte: Elaborado pelos autores.

Na região Nordeste, em média, os municípios dos estados da Bahia e Maranhão destacaram-se por expressarem área agrícola maior do que 60 mil hectares. Os municípios com as menores áreas agrícolas, ou seja, inferiores a 40 mil hectares, estavam localizados em Alagoas, Paraíba, Pernambuco, Rio Grande do Norte e Sergipe.

Em termos da média da quantidade de mão de obra empregada na agricultura, a maioria dos estados empregou em torno de 4.000 pessoas na agropecuária em seus municípios, em ambos os períodos. Os estados que apresentaram as menores médias municipais de emprego da mão de obra foram a Paraíba e o Rio Grande do Norte.

A maioria dos estados possuía, em ambos os períodos, a média de 40 tratores por município, ou menos. Apenas os municípios do estado da Bahia possuíam médias municipais superiores a 60 tratores. No ano de 2006, a média municipal da quantidade de tratores alcançou a marca de 70 tratores no estado da Bahia, diferenciando-se marcadamente dos demais estados.

Em termos médios, os investimentos na agricultura declinaram em todos os municípios nordestinos, com exceção dos municípios localizados no estado do Piauí, que experimentou um ligeiro aumento na média municipal. Em 1996, os municípios dos estados de Pernambuco, Bahia, Alagoas e Ceará possuíam as maiores médias do valor dos investimentos, alcançando o montante de R\$ 4,4 mil (em Pernambuco). Já em 2006, as maiores médias dos investimentos municipais na agropecuária foram observadas nos estados da Bahia, Maranhão e Ceará, cujos valores não ultrapassaram a marca de R\$ 4 mil.

Os estados nordestinos podem ser divididos em dois grupos quanto à média do PIB agropecuário, aqueles com valores acima de R\$ 6 mil e aqueles abaixo desse valor. Os estados que fazem parte do estrato superior são Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão e Pernambuco, sendo os municípios do Maranhão aqueles com maior média do PIB. A maioria dos municípios no estrato inferior tem média do PIB agropecuário inferior a R\$ 4 mil.

Na região Nordeste, em termos médios, como exceção da quantidade de tratores, todas as variáveis mostraram declínio em termos quantitativos, no período entre 1996 e 2006. O aumento na quantidade de tratores (9,95%) associada com o declínio do trabalho (-12,56%) e da área agrícola (-9,2%), pode ser uma evidência da intensificação da agricultura por meio da modernização nos sistemas de produção. Apesar disso, observou-se declínio, tanto no investimento quanto no PIB agropecuário, correspondentes a 36,65% e 8,95%, respectivamente.

A tendência observada regionalmente não se reproduziu de forma semelhante em todos os estados da região Nordeste. A quantidade média de tratores aumentou quase em todos os estados, com taxas de variação entre 4,8% e 36%, exceto nos estados da Paraíba e Pernambuco, os quais registraram variações negativas de 17,2% e 0,6%, respectivamente.

A maioria dos estados mostraram declínios na área agrícola, entre -1,9% e -24,3%, sendo Alagoas e Bahia os estados que experimentaram aumentos, de 2,4% e 0,7%, respectivamente. A



quantidade de mão de obra empregada na produção também acompanhou a tendência de declínio observada na região Nordeste, exceto nos estados de Alagoas e Ceará.

A variação percentual dos investimentos na maioria dos estados comportou-se de acordo com a tendência regional, mostrando declínio entre 11,4% e 72,2%. Somente o estado do Piauí experimentou variação positiva no nível de investimentos, da ordem de 17,6%, no período analisado. Nesse período, o Piauí expandiu o plantio de soja na região do Matopiba (Maranhão, Tocantins, Piauí e Bahia) e promoveu a modernização da pecuária. Conforme Rufo (2013), a região do Matopiba tem recebido investimentos de migrantes sulistas e empresas estrangeiras, em parte atraídos pelo baixo preço das terras.

Ao longo do período analisado, a agropecuária nordestina tem sido acometida de variabilidades climáticas acentuadas, inclusive episódios frequentes de secas prolongadas. Esse contexto eleva significativamente o risco produtivo, o que torna o produtor avesso aos riscos e receoso de investir na produção, principalmente na agricultura de sequeiro que é a forma de produção predominante na região.

Em termos do valor do PIB agropecuária, a maioria dos estados nordestinos mostrou declínio entre 1996 e 2006, variando entre -1,9% e -36,4%. Essa tendência não foi observada nos estados do Ceará (7,1%), Maranhão (6,7%) e Rio Grande do Norte (23,4%).

Dentre as variáveis analisadas, o investimento denotou a maior variabilidade, medida pelo coeficiente de variação, em ambos os períodos. Em ordem decrescente do coeficiente de variação, aparecem a quantidade de tratores, PIB agropecuário e área agrícola. A variável trabalho na agricultura expressou o menor coeficiente de variação.

#### **4.2 Análise das fronteiras de produção estocásticas**

As estimativas dos modelos de fronteiras de produção estocásticas no âmbito estadual e regional são mostradas na Tabela 6.

Os coeficientes dos modelos estimados podem ser interpretados como coeficientes de elasticidade do valor do PIB agro, determinada por mudanças nas variáveis explicativas. Comparando os modelos, observa-se que Alagoas possui a maior elasticidade determinada pela variação da área agrícola, 0,39, significando que o aumento de 1% na área agropecuária está associado a um aumento de 0,39% no PIB agro. Esse resultado aproxima-se do valor obtido por Battese e Coelli (1995), ao estimarem a elasticidade-área do produto agrícola dos produtores de arroz na Índia (0,37).

Tabela 6 – Fronteiras de produção estocástica estimadas.

Variáveis	Parâmetros	NE	AL	BA	CE	MA
Intercepto	$\beta_0$	5,8799***	4,5179***	6,8123***	4,2226***	6,6575***
Área	$\beta_1$	0,0088	0,3913***	0,0683**	-0,0353	0,0171
Trabalho	$\beta_2$	0,4128***	0,0472	0,2991***	0,6124***	0,3064***
Tratores	$\beta_3$	0,1196***	0,2388***	0,0583**	0,1400***	0,0843*
Ineficiência						
Intercepto	$\delta_0$	1,6019**	1,2389**	2,0791***	0,8276***	1,0143**
Investimento	$\delta_1$	-0,0003***	-0,0003***	-0,0002***	-0,0001***	-0,0003***
	$\sigma^2$	0,4120***	0,3680***	0,4228***	0,2964***	0,2599
	$\sigma_u^2$	0,1234***	0,1273	0,0420	0,0000	0,0086
	$\sigma_v^2$	0,2886***	0,2407	0,3808	0,2964***	0,2512
	$\lambda$	0,6538***	0,7272	0,3321	0,0001	0,1854
	$\gamma$	0,2994***	0,3459	0,0993	0,0000	0,0332
	ET média	0,3613	0,4964	0,2449	0,5338	0,6177
	LL	-2.881,81	-169,89	-782,53	-276,47	-220,05
	LR teste de $u$	708,56***	43,82***	252,59***	29,71***	49,64***
Variáveis	Parâmetros	PB	PE	PI	RN	SE
Intercepto	$\beta_0$	3,9976***	6,3839***	4,5422***	6,8165***	4,9235***
Área	$\beta_1$	-0,0572	0,0126***	0,0775**	-0,1565***	0,0948
Trabalho	$\beta_2$	0,6138***	0,3137***	0,4166***	0,3530***	0,3883***
Tratores	$\beta_3$	0,1833***	0,2418***	0,0505*	0,2588***	0,1003**
Ineficiência						
Intercepto	$\delta_0$	0,8312**	1,4684***	1,2538***	1,3894***	1,2706***
Investimento	$\delta_1$	-0,0002***	-0,0002***	-0,0005***	-0,0011***	-0,0003***
	$\sigma^2$	0,2832***	0,4102***	0,1719	0,4389***	0,2726***
	$\sigma_u^2$	0,0000	0,2728***	0,0000	0,1054	0,1596**
	$\sigma_v^2$	0,2832***	0,1324***	0,1719***	0,3335	0,1130**
	$\lambda$	0,0001	1,4487***	0,0001	0,5623***	1,1884**
	$\gamma$	0,0000	0,6773***	0,0000	0,2482*	0,5854***
	ET média	0,5549	0,4198	0,4558	0,5688	0,4635
	LL	-273,49	-312,68	-161,61	-263,61	-101,65
	LR teste de $u$	35,16***	99,35***	88,60***	63,94***	20,01***

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: \*  $p < 0,1$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Em quase todos os modelos, o coeficiente da variável TRABALHO apresentou sinal positivo, que mostra uma relação direta entre o trabalho e o PIB agro. Apenas no modelo de Alagoas, seu coeficiente não se mostrou significativo. A elasticidade-trabalho do PIB agro obteve maior valor na Paraíba, 0,61, significando que o aumento de 1% no número de trabalhadores ocupados na agropecuária está associado a um crescimento de 0,61% no PIB agro.

Os coeficientes da variável TRATORES apontaram sinais esperados e estatisticamente significativos em todas as fronteiras estocásticas estimadas. No modelo da região Nordeste, a elasticidade-tratores do PIB agro foi de 0,12, significando que o aumento de 1% no número de tratores está associado a um incremento de quase 12% no PIB agro.

No âmbito dos estados, a maior elasticidade desse fator foi estimada para o Rio Grande do Norte, 0,26, enquanto na Bahia essa elasticidade foi de 0,06, sendo esta a menor entre todos

os estados nordestinos. Por ser este o estado com maior média municipal do número de tratores, suspeita-se que esse fator tenha se tornado limitante no incremento do produto agropecuário.

Esses resultados corroboraram com os achados de Marinho e Carvalho (2004), ao analisarem a eficiência técnica da agropecuária nordestina, tendo obtido coeficientes também positivos para as variáveis, trabalho e máquinas. As elasticidades desses fatores sobre o PIB agro calculadas no estudo destes autores foram 0,33 e 0,48, respectivamente.

Em geral, os coeficientes da variável TRABALHO registraram os maiores valores quando comparados às outras variáveis. Particularmente, os coeficientes do trabalho nos modelos da Paraíba e do Ceará obtiveram os maiores valores, 0,62 e 0,61, assumindo um papel importante no crescimento do PIB agropecuário nesses estados.

Essa conclusão também pode ser estendida para a região Nordeste como um todo, já que o coeficiente da variável TRABALHO foi estimado em 0,41. Esse resultado confirma o obtido por Araújo e Mancal (2015), no qual a variável trabalho despontou com a maior elasticidade entre os insumos considerados no estudo (área, trabalho e capital).

O parâmetro *gamma* ( $\gamma$ ), registrado na Tabela 6, mostra a parcela do desvio em relação à fronteira de produção que pode ser explicada pela ineficiência técnica. Esse parâmetro é usado para medir o grau de ineficiência técnica da agropecuária nordestina.

Dentre os modelos, o estado de Pernambuco exibiu o maior valor de  $\gamma$ , 0,6773, revelando que a ineficiência técnica da agropecuária em seus municípios foi responsável por 67,73% dos desvios relativos à fronteira de produção. Na região Nordeste, a ineficiência técnica foi responsável por 29,94% dos desvios relativos à fronteira de produção. Essa percentagem ficou abaixo das estimativas das parcelas de ineficiência técnica na região Nordeste, feitas por Marinho e Carvalho (2004) e Araújo e Araújo (2016), de 62,27% e 73,54%, respectivamente.

O teste de Verossimilhança Generalizada (LR) aplicado para verificar a presença ou não de ineficiência técnica demonstrou que a hipótese nula (ausência de ineficiência) foi rejeitada em todos os modelos ao nível de significância de 1%. Desta forma, as evidências mostram que os estados nordestinos apresentaram certo grau de ineficiência técnica na agropecuária no período analisado, ou seja, em média, a produção observada está abaixo da fronteira de eficiência técnica que representa o produto máximo possível de ser obtido com os insumos e a tecnologia disponíveis. Esses resultados confirmam aqueles obtidos por Araújo e Mancal (2015) de que a agropecuária na região Nordeste exprime ineficiência técnica de produção.

Após testar todas as variáveis, o Investimento foi a única a explicar a ineficiência

técnica na agropecuária nordestina, tendo apresentado sinal negativo e significância em todas as fronteiras estimadas. Embora tenha se observado efeito marginal de baixa magnitude, a relação inversa entre investimento e ineficiência técnica implica que o aumento dos investimentos em benfeitorias num município contribui para reduzir a ineficiência técnica. Araújo e Araújo (2016) também identificaram o investimento como fonte de ineficiência técnica cujo valor foi estimado em -0,0332.

Segundo a Tabela 7, o índice de eficiência técnica foi estimado para os estados nordestinos e para a região como um todo. O valor médio da eficiência técnica na região Nordeste foi 0,3613. Para os estados, as médias de eficiência técnica variaram de 0,2458 na Bahia a 0,6177 no Maranhão. Os desvios-padrão dos índices de eficiência técnica dos estados variaram no intervalo de 0,1159 no Ceará a 0,2356, no Rio Grande do Norte.

Tabela 7 – Sumário estatístico das estimativas de ET (eficiência estaduais).

Descrição	Número de Municípios	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
AL	101	0,4964	0,2034	0,1973	0,9832
BA	410	0,2449	0,1890	0,0989	0,9989
CE	176	0,5339	0,1159	0,4407	1,0000
MA	186	0,6177	0,2140	0,3600	0,9985
PB	199	0,5549	0,1327	0,4370	1,0000
PE	182	0,4198	0,2083	0,0554	0,9793
PI	184	0,4558	0,2022	0,2911	1,0000
RN	155	0,5688	0,2356	0,1764	0,9983
SE	75	0,4635	0,1774	0,1522	0,9298

Fonte: Elaborado pelos autores.

Considerando a eficiência técnica orientada pelo produto, para uma quantidade fixa de insumos e o nível tecnológico corrente, o produto observado desvia-se da fronteira de eficiência na magnitude da medida de eficiência técnica. Por exemplo, no caso do Maranhão, a eficiência técnica de 0,6177 significa que a média de produção no Maranhão corresponde a 61,77% da fronteira de eficiência. Em outras palavras, o grau de ineficiência técnica do Maranhão é de 0,3823 ( $=1 - 0,6177$ ), implicando que o produto observado teria que aumentar 38,23% (ou 1,6 vez) para alcançar a fronteira de eficiência.

Deve-se ressaltar que as eficiências técnicas dos estados, estimadas com base nos seus modelos específicos, não são passíveis de comparações. Isto porque os estados podem possuir níveis tecnológicos distintos, portanto, resultando em distintas fronteiras de produção que se

constituem em pontos de referência diferenciados. Essa limitação é superada quando a análise de eficiência é feita sob o pressuposto de que os estados possuem a mesma tecnologia de produção. Para isto, os dados dos estados são agrupados em uma mesma base de dados para que se possa estimar uma meta-fronteira de produção.

O teste de hipótese relativa ao pressuposto de que as UTD's compartilham o mesmo nível tecnológico é uma condição necessária para se conduzir a análise de meta-fronteira. Para isto, definiu-se a hipótese nula como tecnologias diferenciadas entre estados, a qual foi testada por meio da razão de verossimilhança generalizada (LR).

De acordo com a Tabela 6, a função log-verossimilhanças (LL) para o Nordeste foi de 2.881,81; a soma das funções LL de todos os nove estados é de -2.551,99; o teste da razão de verossimilhança generalizada (LR) de 659,62 é altamente significativo, conforme a Tabela de Kodde e Palm (1986). Assim, a hipótese nula em favor da existência de diferentes tecnologias de produção foi rejeitada, o que apoia a estimativa da função de meta-fronteira.

### 4.3 Análise da função de meta-fronteira

A função de meta-fronteira definida pelo problema de programação linear, conforme as equações (28) e (29), resultou em:

$$\ln \hat{y}_{it}^* = 6,8123 + 0,0684 \ln AREA_{it} + 0,2992 \ln TRABALHO_{it} + 0,0975 \ln TRATORES_{it}$$

Com base nessa equação, o coeficiente do trabalho mostrou o maior efeito marginal (0,2992) sobre o produto agropecuário. Esse coeficiente mede a elasticidade do trabalho sobre o produto, tal que um aumento de 1% no fator trabalho, elevará a produção agropecuária em torno de 0,3%.

Em ordem decrescente, apareceram os coeficientes das variáveis TRATORES e ÁREA. De igual modo, as elasticidades desses fatores de produção relativos ao produto mostram que o aumento de 1% nesses insumos, *ceteris paribus*, aumentará o produto agropecuário, em aproximadamente, 0,1% e 0,07%, respectivamente.

A Tabela 8 contém a estatística descritiva das estimativas das razões de meta-tecnologia e dos índices de eficiência técnicas obtidas com base na função de meta-fronteira.

Tabela 8 – Sumário estatístico das estimativas de RMT e ET\* estimadas.

Descrição	Número de Municípios	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
Razão de Meta-Tecnologia (RMT)					
AL	101	0,5058	0,1366	0,2144	0,8946
BA	410	0,8767	0,0435	0,7470	1,0000
CE	176	0,4276	0,0844	0,2308	0,6370
MA	186	0,5062	0,0339	0,4231	0,6632
PB	199	0,2489	0,0593	0,1245	0,4435
PE	182	0,6530	0,0866	0,4395	1,0000
PI	184	0,2648	0,0239	0,2006	0,3310
RN	155	0,2626	0,0567	0,1390	0,5173
SE	75	0,3987	0,0444	0,2922	0,5080
Eficiência Técnica de Meta-Fronteira (ET*)					
AL	101	0,2643	0,1663	0,0592	0,8598
BA	410	0,2108	0,1521	0,0970	0,8755
CE	176	0,2320	0,0821	0,1081	0,6280
MA	186	0,3078	0,0925	0,1906	0,5948
PB	199	0,1419	0,0619	0,0556	0,4184
PE	182	0,2814	0,1641	0,0321	0,9378
PI	184	0,1213	0,0557	0,0592	0,2975
RN	155	0,1512	0,0774	0,0245	0,5069
SE	75	0,1892	0,0855	0,0513	0,4562

Fonte: Elaborado pelos autores.

A Razão de Meta-Tecnologia (RMT) revela a eficiente da UTD quanto ao emprego dos recursos produtivos, de tal modo que, quanto maior o RMT, maior sua eficiência técnica. Apenas quatro estados expressaram médias das RMT's maiores do que 0,5: Bahia (0,8767), Pernambuco (0,6530), Maranhão (0,5062) e Alagoas (0,5058). Dentre as demais UFs, Paraíba e o Rio Grande do Norte registraram os menores valores de RMT's, 0,2489 e 0,2626, respectivamente.

Comparando as Tabelas 7 e 8, observa-se que as estimativas de ET e de ET\* diferiram marcadamente. Em termos médios, os índices ET\* dos estados são sistematicamente menores do que os do ET, o que reforça a ideia de que a comparação dos ET's entre estados conduzem a conclusões equivocadas.

De acordo com a Tabela 8, o Maranhão, assim como nas fronteiras estaduais, exibiu a maior média de ET\* (ou eficiência técnica geral), com 30,78%. Já o Piauí obteve a menor ET\*, 12,13%, o qual variou no intervalo entre 5,92% e 29,75%. Este resultado contraria o valor

estimado por Silva (2017) que, ao analisar as eficiências técnicas dos municípios de todas as regiões brasileiras, apontou Sergipe como o estado com menor média de eficiência técnica geral, 14,02%.

Para se ter uma ideia da distribuição da eficiência técnica entre os municípios e suas variações ao longo do período analisado, os índices de eficiência técnica global (ET\*’s) foram distribuídos em quatro estratos e no tempo, como mostra a Tabela 9.

Tabela 9 – Eficiência técnica de meta-fronteira entre os diferentes estratos.

ET*	1996		2006		Variação de N (%)
	N	f	N	f	
0 – 0,25	1.046	0,7	1.217	0,802	16,35%
0,25 – 0,50	368	0,246	265	0,175	-27,99%
0,50 – 0,75	57	0,038	22	0,014	-61,40%
0,75 - 1	24	0,016	14	0,009	-41,67%
Total	1.495	1,000	1.518	1,000	-

Fonte: Elaborado pelos autores.

Nota: N e f são, respectivamente, a frequência absoluta e relativa dos municípios por estrato.

A variação por estrato, no período, não é possível pelo fato da diferença no número de estimativas de ET\* por período. Por esta razão, calcula-se a variação percentual no tempo com base na frequência relativa dos municípios por estrato.

Em termos absolutos, o número de municípios aumentou no estrato inferior (0-0,25) enquanto, nos demais reduziu. Em termos relativos, o percentual de municípios aumentou em 16,35% no primeiro estrato e diminuiu nos demais estratos: -27,99% (0,25-0,50); -61,40% (0,50-0,75); e -41,67% (0,75-1). Isto demonstra que a eficiência técnica da agropecuária nos municípios na região Nordeste declinou entre 1996 e 2006, ou seja, o número de municípios com níveis de eficiência técnica relativamente baixos aumentou ao longo do período.

Sendo a região Nordeste a que apresenta as menores produtividades agrícolas entre as regiões brasileiras, pode-se afirmar que os níveis de eficiência técnica nos municípios nordestinos ainda são consideravelmente baixos. Assim, o governo deve dar maior atenção às políticas voltadas para o desenvolvimento da agropecuária no Nordeste no sentido de reverter a tendência de declínio da eficiência técnica na região.

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho teve como objetivo analisar a eficiência técnica da agropecuária na região Nordeste do Brasil, tomando o município como unidade de tomada de decisão, e identificar a fonte de ineficiência técnica na região e em seus estados. Para isto, recorreu-se à técnica de fronteira estocástica de produção, bem como à meta-fronteira de produção.

Com base nos resultados da análise de fronteira, pode-se afirmar que os estados nordestinos possuem ineficiência técnica na produção e níveis tecnológicos diferenciados, o que justificou o uso da abordagem de meta-fronteira de produção para controlar o efeito da heterogeneidade do nível tecnológico na região.

Salvo algumas exceções, o fator trabalho foi significativo e exerceu efeito marginal significativo na produção agropecuária. Em geral, a área agrícola, o trabalho e número de tratores expressaram-se diretamente relacionados ao produto agropecuário. Os investimentos em benfeitorias nos estabelecimentos agropecuários dos municípios foram o fator identificado como aquele que contribuiu para reduzir a ineficiência técnica de produção. Com base na função de meta-fronteira, os estados que se localizaram mais próximos da fronteira de eficiência regional foram Bahia, Pernambuco e Maranhão, os quais possuem em seus territórios polos agrícolas de destaque como o de Juazeiro-Petrolina e o Matopiba.

Os índices de eficiência técnica da agropecuária Nordestina mostraram-se relativamente baixos e observou-se uma tendência de declínio ao longo do período analisado. O valor médio da eficiência técnica geral para todo o período foi de apenas 21,12%. Um valor relativamente baixo, mostrando que a agropecuária nordestina possui considerável ineficiência produtiva.

Nesse contexto, os locais que se destacam na agricultura na região Nordeste necessitam de políticas voltadas para o desenvolvimento do setor agropecuário nordestino no intuito de proporcionar aumentos de produtividade e eficiência técnica na região.



## CONCLUSÃO GERAL

Esta investigação, que teve como modelo a fronteira estocástica de produção, foi dividida em dois artigos. No primeiro, analisou-se a produtividade total dos fatores da agropecuária dos países da América Latina e o Caribe (ALC). E, no segundo, a eficiência técnica de produção dos municípios do Nordeste brasileiro.

Com relação ao primeiro artigo, além da fronteira estocástica de produção, utilizou-se também o índice de produtividade de Malmquist. A variabilidade do produto agropecuário foi explicada pelos fatores terra, capital, trabalho e pelas fontes de ineficiência técnica atribuídas ao consumo de energia e crédito agrícola.

Já o segundo artigo teve como objetivo analisar a eficiência técnica da agropecuária na região Nordeste, tomando o município como unidade de tomada de decisão, e identificar a fonte de ineficiência técnica na região e em seus estados. Para isto, recorreu-se à técnica de fronteira estocástica de produção, bem como à meta-fronteira de produção.

Os resultados mostraram que os países da ALC e os municípios nordestinos, apresentam ineficiência técnica de produção agrícola; isto é, os recursos produtivos não estão sendo alocados corretamente no processo produtivo.

As variáveis escolhidas para explicar a ineficiência técnica agrícola nos países da ALC, consumo de energia e o montante de crédito agrícola, explicaram negativa e significativamente a ineficiência técnica desse setor. Um aumento nessas variáveis faz a ineficiência técnica diminuir. Assim, para a melhora dos indicadores de produção agropecuária nos países da ALC seria aumentar o volume de tais variáveis.

Já para os estados nordestinos, a variável que explicou a ineficiência foi investimento em benfeitorias nos estabelecimentos agropecuários dos municípios. Os resultados apontaram que estes correspondem de maneira a diminuir a ineficiência técnica de produção.

Com relação à produtividade total dos fatores, medida pelo índice de Malmquist, viu-se que em todo o período analisado os países mostraram ganhos de produtividade. Contudo, tais ganhos somente foram possíveis pelo fato de ter havido aumento da eficiência técnica de produção, já que declínio do nível tecnológico ocorreu durante todo o período analisado.

Nos estados nordestinos, os resultados mostraram que estes não compartilham da mesma tecnologia de produção. Com base na função de meta-fronteira, os estados que se localizaram

mais próximos da fronteira de eficiência regional foram Bahia, Pernambuco e Maranhão, os quais possuem em seus territórios polos agrícolas de destaque, como o de Juazeiro-Petrolina e o Matopiba.

Os índices de eficiência técnica da agropecuária Nordestina mostraram-se relativamente baixos, tendo se observado uma tendência de declínio ao longo do período analisado. O valor médio da eficiência técnica geral para todo o período foi de apenas 21,12%. Um valor relativamente baixo, mostrando que a agropecuária nordestina possui considerável ineficiência produtiva. Esse contexto ressalta a necessidade de políticas voltadas para o desenvolvimento do setor agropecuária nordestino no intuito de proporcionar aumentos de produtividade e eficiência técnica na região, principalmente nos municípios que pertencem aos estratos inferiores de eficiência.

## REFERÊNCIAS

- AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production functions models. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 6, p. 21–37, 1977.
- ARAÚJO, J. A.; FEITOSA, D. G.; SILVA, A. B. America Latina: productividad total de los factores y su descomposición. **Revista de la CEPAL (Online)**, v. 114, p. 31–52, 2014.
- ARAÚJO, J. A. de; MANCAL, A. Produtividade e eficiência no setor agropecuário do Nordeste brasileiro. **Interações**, Campo Grande, v. 16, n. 2, p. 385–394, 2015.
- ARAÚJO, W. B. C.; ARAÚJO, J. A. de. Produtividade, variação da eficiência técnica e tecnológica na agricultura dos municípios cearenses. **Interações**, Campo Grande, v. 17, n. 2, p. 223–233, 2016.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in Índia. **Journal of Productivity Analysis**, New York, v. 3, p. 153–169, 1992.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data. **Empirical Econometrics**, v. 20, p. 325–332, 1995.
- BATTESE, G. E.; CORRA, G. S. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Austrália. **Australian Journal of Agricultural Economics**, v. 21, p. 169–179, 1977.
- BATTESE, G. E.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C. J. A metafrontier production function for estimation of technical efficiencies and technology gaps for firms operating under different technologies. **Journal of Productivity Analysis**, New York, v. 21, n. 1, p. 91–103, 2004.
- BAUER, P. W. Recent developments in the econometric estimation of frontiers. **Journal of Econometrics**, Amsterdam, v. 46, p. 39–56, 1990.
- BUAINAIN, A. M.; ALVES, E.; SILVEIRA, J. M.; NAVARRO, Z. Sete teses sobre o mundo rural brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 23, n. 2, p. 105–121, 2013.
- CARVALHO, R. M.; MARINHO, E. L. L. Transformações estruturais, variações na eficiência técnica e produtividade total dos fatores no setor agrícola dos países sul-americanos - 1970 a 2000. In: Encontro Nacional de Economia. **Anais...** Porto Seguro, 2003.
- COELLI, T.; HENNINGSEN, A. **frontier: Stochastic Frontier Analysis**. 2017. R package version 1.1-2. Disponível em: <<https://CRAN.R-Project.org/package=frontier>>.
- COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C. J.; BATTESE, G. E. **An introduction to efficiency and productivity analysis**. [S.l.]: Kluwer Academic Publishers, 1998.
- CROISSANT, Y.; MILLO, G. **plm: Linear Models for Panel Data**. 2017. R package version 1.6-6. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=plm>>.

DADZIE, S.; DASMANI, I. Gender difference and farm level efficiency: Metafrontier production function approach. **Journal of Development and Agricultural Economics**, v. 2, p. 441–451, 2010.

EBATA, A. **Agricultural Productivity Growth in Central America and the Caribbean**. Master thesis on the Sciences of Agricultural Economy, University of Nebraska, 2011.

FAO. **FAOSTAT**. 2018. Disponível em: <<http://www.fao.org/faostat/en>>. Acesso em: 17 ago. 2018.

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

FERREIRA, C. B. **Ensaio sobre produtividade e eficiência agrícola na América Latina, no Brasil e no Vale do São Francisco**. 104 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) — Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2015.

FERREIRA, C. B.; ARAÚJO, J. A.; TABOSA, F. J. S.; LIMA, J. R. F. de. Produtividade agrícola nos países da América Latina. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 54, n. 3, p. 437–458, 2016.

FERREIRA, P. C. Eficiência e produtividade total dos fatores em Minas Gerais. **Ensaio Econômico**, n. 705, 2010.

FORNAZIER, A.; VIEIRA FILHO, J. E. R. **Heterogeneidade Estrutural na Produção Agropecuária: Uma Comparação da Produtividade Total dos Fatores no Brasil e nos Estados Unidos**. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA (Texto para Discussão, n. 1819). 2013.

GALVÃO, A. A nova etapa do desenvolvimento agrário e o papel dos agentes privados na inovação agropecuária. In: \_\_\_\_\_. **O mundo rural no Brasil do século 21: A formação de um novo padrão agrário e agrícola**. 1. ed. Brasília: Embrapa, 2014.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; BACCHI, M. R. P.; VALDES, C. Produtividade total dos fatores e transformações da agricultura brasileira: análise dos dados dos censos agropecuários. In: Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural. **Anais...** Campo Grande, 2010.

GASQUES, J. G.; BASTOS, E. T.; VALDES, C.; BACCHI, M. R. P. Produtividade da agricultura: resultados para o Brasil e estados selecionados. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, v. 23, n. 3, p. 87–98, 2014.

GOMES, A. P.; ALCANTARA FILHO, J. L.; SCALCO, P. R. Mudanças recentes na estrutura de produção agropecuária do Nordeste. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v. 44, n. 2, p. 489–506, 2013.

HUTCHINSON, S. D. **Agricultural Productivity Changes in the Caribbean: Challenges for Trade**. Annual Meeting of American Agricultural Economics Association, 2007.

IADB. Inter-American Development Bank. **América Latina frente a la desigualdad**. Washington, D. C. Inter-American Development Bank, 2014.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Agropecuário 2006**. 2017. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: 8 nov. 2017.

IPEADATA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Base de Dados**. 2017. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 11 nov. 2017.

JIANG, N.; SHARP, B. Technical efficiency and technological gap of New Zealand dairy farms: a stochastic meta-frontier model. **Journal of Productivity Analysis**, New York, v. 44, n. 1, p. 39–49, 2015.

KODDE, D. A.; PALM, F. C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. **Econometrica**, Hoboken, v. 54, n. 5, p. 1243–1248, 1986.

KONIS, K. **lpSolveAPI: R Interface to lpsolve Version 5.5.2.0**. 2016. R package version 5.5.2.0-17. Disponível em: <<https://CRAN.R-project.org/package=lpSolveAPI>>.

LUDENA, C. E. Agricultural Productivity Growth, Efficiency Change and Technical Progress in Latin America and the Caribbean. **IDB, Working paper n.186**, Washington D.C, USA, 2010.

MARINHO, E.; BITTENCOURT, A. Produtividade e crescimento econômico na América Latina: A abordagem da fronteira de produção estocástica. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 37, n. 1, p. 5–33, 2007.

MARINHO, E.; CARVALHO, R. M. Comparações inter-regionais da produtividade da agricultura brasileira — 1970 a 1995. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 34, n. 1, p. 57–92, 2004.

MDIC. **Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior**. 2018. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br>>. Acesso em: 22 nov. 2018.

MEEUSEN, W.; BROECK, V. D. Efficiency estimation from cobb-douglas production with composed error. **Empirical Econometrics**, v. 32, p. 715–723, 1977.

MONTOYA, M. A. O agronegócio no mercosul: dimensão econômica, desenvolvimento industrial e interdependência estrutural na Argentina, Brasil, Chile e Uruguai. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 4, p. 605–660, 2002.

MORAIS, G. A. S.; COSTA, E. M.; ARAÚJO, J. A.; TABOSA, F. J.; COSTA, R. A. Eficiência técnica e produtividade de total dos fatores da agricultura dos países da América do Sul: uma análise dos países membros e não-membros do Mercosul. **Rev. Ciênc. Admin.**, Fortaleza, v. 22, n. 2, p. 396–422, 2016.

MOREIRA, V. H.; BRAVO-URETA, B. E. Technical efficiency and metatechnology ratios for dairy farms in three southern cone countries: a stochastic meta-frontier model. **Journal of Productivity Analysis**, New York, v. 33, n. 1, p. 33–45, 2010.

MORENO-MORENO, J. J.; SANZ-DÍAZ, M.; VELASCO-MORENTE, F.; LUDENA, C. E. A DEA-based evaluation of Latin America and the Caribbean agricultural environmental performance under the assumption of natural and managerial efficiency. **Revista de Economía Mundial**, v. 47, p. 157–178, 2017.

O'DONNELL, C. J.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. Metafrontier frameworks for the study of firm-level efficiencies and technology ratios. **Empirical Economics**, v. 34, n. 2, p. 231–255, 2008.

OTIENO, D. J.; HUBBARD, L.; RUTO, E. Assessment of technical efficiency and its determinants in beef cattle production in Kenya. **Journal of Development and Agricultural Economics**, v. 6, n. 6, p. 267–278, 2014.

R Core Team. **R: A Language and Environment for Statistical Computing**. Vienna, Áustria, 2017. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>.

RUFO, T. F. **Modernização agrícola no Sudoeste piauiense: impactos na rede urbana regional, no meio ambiente e nas comunidades**. 128 f. Monografia (Bacharelado em Geografia) — Universidade de Brasília, Brasília - DF, 2013.

SCHERER, C. E. M. **Eficiência produtiva regional da agricultura brasileira: uma análise de fronteira estocástica**. 53 f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento Econômico) — Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2014.

SCHERER, C. E. M.; PORSSE, A. A. Eficiência produtiva regional da agricultura brasileira: uma análise de fronteira estocástica. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 55, n. 2, p. 389–410, 2017.

SILVA, F. P. da. **Eficiência técnica e heterogeneidade tecnológica na agropecuária brasileira**. 89 f. Dissertação (Mestrado em Economia Rural) — Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2017.

TEMOSO, O.; VILLANO, R.; HADLEY, D. Evaluating the productivity gap between commercial and traditional beef production systems in Botswana. **Agricultural Systems**, v. 149, n. Supplement C, p. 30–39, 2016.

TRINDADE, F. J.; FULGINITI, L. E. Is there a slowdown in agricultural productivity growth in South America? **Agricultural Economics**, Oxford, v. 46, p. 69–81, 2015.

USDA. **United States of Department of Agriculture**. 2018. Disponível em: <<https://www.usda.gov>>. Acesso em: 15 ago. 2018.

VICENTE, J. R. Mudança tecnológica, eficiência e produtividade total de fatores na agricultura brasileira, 1970-95. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 8, n. 4, p. 729–760, 2004.

VIEIRA FILHO, J. E. R. Transformação histórica e padrões tecnológicos da agricultura brasileira. In: \_\_\_\_\_. **O mundo rural no Brasil do século 21: A formação de um novo padrão agrário e agrícola**. 1. ed. Brasília: Embrapa, 2014.

ZÚNIGA-GONZÁLEZ, C. A. **Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 14 Countries, 1979-2008**. National Autonomous University of Nicaragua, Leon, 2011.