



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ – UFC
CENTRO DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS – CCA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA – DEA
MESTRADO EM ECONOMIA RURAL – MAER**

CALIANE BORGES FERREIRA

**ENSAIOS SOBRE PRODUTIVIDADE E EFICIÊNCIA AGRÍCOLA NA
AMÉRICA LATINA, NO BRASIL E NO VALE DO SÃO FRANCISCO**

**FORTALEZA – CE
2015**

CALIANE BORGES FERREIRA

ENSAIOS SOBRE PRODUTIVIDADE E EFICIÊNCIA AGRÍCOLA NA AMÉRICA
LATINA, NO BRASIL E NO VALE DO SÃO FRANCISCO

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Aplicada.

Orientador: Prof. Dr. Jair Andrade Araujo.

Coorientador: Prof. Dr. João Ricardo Ferreira de Lima.

FORTALEZA – CE
2015

CALIANE BORGES FERREIRA

ENSAIOS SOBRE PRODUTIVIDADE E EFICIÊNCIA AGRÍCOLA NA AMÉRICA
LATINA, NO BRASIL E NO VALE DO SÃO FRANCISCO

Dissertação de mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia Rural do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Economia.

Área de concentração: Economia Aplicada.

Aprovada em: 16/03/2015.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Jair Andrade Araujo (orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. João Ricardo Ferreira de Lima (coorientador)
Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária – EMBRAPA

Prof. Dr. Francisco José Silva Tabosa
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Leonardo Andrade Rocha
Universidade Federal Rural do Semiárido – UFERSA

*À minha filhotinha querida, Joana Borges,
e ao meu amado esposo, Lécio Rodrigues,
pelo incondicional e precioso amor.*

AGRADECIMENTOS

A Deus, acima de tudo, por me conduzir nesta caminhada e me fazer acreditar que, no final, tudo daria certo. Obrigada, Senhor, por cada dia aumentar minha fé e gratidão.

Ao meu esposo, Lécio Rodrigues. Não caberiam nesta seção todas as palavras de gratidão. Muito obrigada por cuidar de nossa pequena menina durante meses, sendo pai e mãe em minha ausência, obrigada por me incentivar a buscar meus objetivos e sonhos individuais e por me mostrar, a cada dia, que a felicidade existe quando estamos juntos. Eu te amo muito, saiba que nenhuma palavra desta pesquisa seria escrita sem você ao meu lado.

À minha filhinha, Joana Borges. Perdoe-me pela ausência, compreenda-me, entenda a mamãe quando certamente eu contar a você pela milésima vez como foi difícil deixá-la com um ano e dois meses, ainda mamando. Como foram terríveis as noites, os fins de semana sem você. A mamãe ama muito você, bonequinha, e todo esforço é por você, para você.

Aos meus pais, Antonio Ferreira e Romilda Borges; aos meus irmãos, Antonio Carlos e Ronilton, e à minha sobrinha, Kaylanne, pelo apoio familiar, pelo amor sem limites, por segurarem aos trancos e barrancos as minhas idas e vindas a Fortaleza.

À Dona Rosimar e à Cláudia, que me acolheram como filha, abrindo a porta de seu lar. Quantas noites de estudo e quantos desabafos, quantas conversas boas ao redor da mesa.

Ao meu querido professor e orientador, Jair Andrade Araujo. Não tenho palavras para descrever o quanto sou grata pela compreensão, pelos ensinamentos, pela paciência e principalmente pelo estímulo à publicação. Obrigada amigo professor. Você certamente será um exemplo a ser seguido.

Ao meu colega e coorientador, João Ricardo Ferreira de Lima, por ter aceitado o desafio de misturar o companheirismo da amizade com os entraves da pesquisa.

Aos demais membros da Banca Examinadora, professores Leonardo Andrade Rocha e Francisco José Silva Tabosa, pelas valiosas contribuições.

A todos os professores do MAER, pelos conhecimentos repassados e estímulo durante todo o curso, em especial aos professores José Newton Pires Reis, Inez Sílvia Batista Castro, Ahmad Saeed Khan e Patrícia Verônica Pinheiro Sales Lima.

Aos funcionários do MAER, em especial à nossa querida Mônica Martins Moreira e ao João Beserra Neto, sempre dispostos a nos ajudar com respeito e profissionalismo.

À Universidade Federal do Ceará – UFC, em especial ao Programa de Mestrado Acadêmico em Economia Rural – MAER, e ao Departamento de Economia Agrícola – DEA.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES, pela bolsa concedida no primeiro ano de estudo.

Aos meus amigos e colegas de curso, Andréa, Joyciane, Gerlânia, Leonardo, Otácio, Evânio, Alex, Mamadu e Fabiano, dividimos tantas alegrias e aflições. Em especial, a Ansu Mancal, que sempre se colocou disponível, ajudando-me diretamente em várias etapas do curso – é certamente um ombro amigo.

Aos amigos e colegas de trabalho da Faculdade de Ciências Aplicadas e Sociais de Petrolina – FACAPE, que não são desta Academia, mas que estiveram sempre presentes e puderam compartilhar diversos momentos de felicidade, angústia e saudade.

A todos, os meus sinceros agradecimentos.

RESUMO

Esta dissertação é composta por três artigos que visam ao estudo sobre produtividade total dos fatores (PTF). O primeiro capítulo trata da produção agrícola latino-americana. Na análise do desempenho econômico dos países, utiliza-se a abordagem paramétrica da fronteira estocástica de produção. Verifica-se que todos os países apresentaram variação da PTF positiva para o período de 1961 a 2010, ou seja, apresentaram crescimento do produto, assim como progresso técnico positivo. A maior variação da PTF corresponde ao Brasil, 55,73%; já a menor variação apresenta-se para Trinidad e Tobago, 42,06%. Contudo, a mudança na eficiência técnica mostrou-se decrescente para quase 50% da totalidade dos países. Tratando-se de eficiência de escala, apenas Argentina, Brasil e Uruguai apresentaram médias positivas para o período. Em relação à mudança na eficiência alocativa, todos os países mostraram-se decrescentes. Já o segundo capítulo estuda a PTF e sua decomposição na agropecuária brasileira no período entre os anos de 1970 e 2006, a partir dos dados do Censo Agropecuário, também por meio do modelo econométrico de fronteira estocástica de produção, para assim analisar a contribuição da PTF agrícola. As fronteiras de produção estimadas foram utilizadas para calcular as variações no índice de produtividade total de Malmquist, decomposto dos índices de variação de eficiência e variação tecnológica. Os resultados apontaram uma variação na PTF agropecuária brasileira positiva, tendo o estado do Mato Grosso expressado maior variação, seguido por Rio Grande do Norte, Amapá e Piauí. Estados importantes para a agropecuária brasileira, como Bahia, Minas Gerais e São Paulo, permaneceram com as variações na PTF positivas. Espírito Santo e Minas Gerais foram os únicos estados que apresentaram variação maior que um em relação à eficiência técnica, efeito *catching-up*. Tratando-se das regiões, o Centro-Oeste apresentou maior ganho de produtividade total dos fatores, seguido pelo Nordeste e Norte. No terceiro capítulo, as medidas de eficiência técnica foram estudadas na produção de mangas no semiárido brasileiro, especificamente no Vale do Submédio São Francisco. O estudo das variáveis deu-se também por meio da estimação do modelo econométrico paramétrico de função de produção estocástica. Concluiu-se que apenas sete (7) produtores de setenta e três (73) lotes pesquisados mostraram-se tecnicamente eficientes; dado preocupante, visto que o grau de ineficiência foi de mais de 90%.

Palavras-chave: Produtividade Total dos Fatores, Eficiência Técnica, Fronteira Estocástica de Produção e Índice de Malmquist.

ABSTRACT

This thesis consists of three articles which aimed the study of total factor productivity (TFP). The first one deals with the Latin American agricultural production, and analysis of the economic performance of countries, it is used the parametric approach of stochastic frontier production. It is observed that all country had positive TFP change in the period 1961-2010, which showed product growth as well as positive technical progress. The greatest TFP variation in Brazil is 55,73%, while the smallest change is in Trinidad and Tobago, 42.06%. However, the change in technical efficiency was decreased to nearly 50% of all countries. In the case of scale efficiency, only Argentina, Brazil and Uruguay had positive average for the period. Regarding the change in allocative efficiency, all countries were decreased. The second chapter studies the TFP and its decomposition in Brazilian agriculture from 1970 to 2006, using the Agricultural Census data and also by means of econometric model of stochastic frontier production to analyze the contribution of TFP agriculture. The estimated production boundaries were used to calculate the variation in total productivity Malmquist index, decomposed from varied levels of efficiency and technological change. The results showed a variation in positive Brazilian agriculture TFP, where Mato Grosso state expressed greater variation followed by Rio Grande do Norte, Amapá and Piauí. Important states for Brazilian agriculture as Bahia, Minas Gerais and São Paulo remained positive with the changes in TFP. Espírito Santo and Minas Gerais were the states that showed variation bigger than one in relation to technical efficiency, catching-up effect. In the case of the regions, the Midwest showed greater gains in total factor productivity, followed by the Northeast and North. In the third chapter, the technical efficiency measures were studied the production of mangoes in Brazilian semi-arid region, in particular in Submédio São Francisco Valley. The study of the variables has also occurred by the estimation of the econometric model parametrics to chastic production function. It was concluded that only seven (7) producers from seventy-three (73) lots studied demonstrated technically efficient, bad statistic, since the in efficiency degree was over 90%.

Keywords: Total Factor Productivity. Technical Efficiency. Stochastic Frontier Production. Malmquist Index.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1.1	PIB América Latina – crescimento econômico, de 2011 a 2014 (% ano).....	21
Gráfico 1.2	Taxa de Inflação na América Latina em 2012 (% ano).....	21
Gráfico 1.3	Evolução das eficiências técnica, de escala e alocativa.....	44
Gráfico 1.4	Produtividade total dos fatores e progresso técnico.....	44
Gráfico 2.1	Crescimento do produto agrícola para os estados brasileiros (% ano), de 1975 a 2005.....	51
Gráfico 2.2	Evolução da PTF agrícola – índice (1975=1) – anual (1975/96).	53
Gráfico 2.3	Evolução do total da área plantada no Brasil (em hectares), de 1988 a 2010.....	53
Gráfico 2.4	Decomposição do crescimento da PTF em mudança técnica e eficiência técnica.....	55
Gráfico 2.5	Índice de produtividade total de Malmquist.....	59
Gráfico 2.6	Índice acumulado (1970 a 2006) de variação da eficiência técnica por estado.....	67
Gráfico 2.7	Índice acumulado (1970 a 2006) de variação tecnológica por estado.....	68
Gráfico 2.8	Evolução da PTF agropecuária por região brasileira (1970 a 2006).....	69

LISTA DE QUADROS

Quadro 3.1	Produção de frutas frescas em 2012 (t).....	76
Quadro 3.2	Produção frutícola nacional por estado, em 2011 e 2012 (t).....	76
Quadro 3.3	Exportações brasileiras de frutas, em 2012 e 2013.....	77
Quadro 3.4	Quantidade produzida em toneladas de manga no Brasil, por região geográfica, de 2008 a 2012.....	78
Quadro 3.5	Varição percentual, entre 2012 e 2013, da área plantada pelas principais regiões produtoras de manga no Brasil.....	79
Quadro 3.6	Produção de manga em Juazeiro e Petrolina, em 2011 e 2012.....	79
Quadro 3.7	Projetos de irrigação no Submédio São Francisco.....	81
Quadro 3.8	<i>Ranking</i> de eficiência técnica por núcleo de irrigação.....	91
Quadro 3.9	Comparação dos sete produtores mais eficientes com os sete menos eficientes.....	92

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1	Crescimento percentual das exportações e importações dos países da América Latina: terceiro trimestre de 2013 a primeiro trimestre de 2014.....	20
Tabela 1.2	Produto Interno Bruto agrícola (2001 a 2009).....	25
Tabela 1.3	Estatísticas descritivas.....	27
Tabela 1.4	Teste de razão de verossimilhança generalizada.....	35
Tabela 1.5	Estimativas do modelo.....	37
Tabela 1.6	Decomposição da PTF – médias (1961 a 1970).....	38
Tabela 1.7	Decomposição da PTF – médias (1971 a 1980).....	40
Tabela 1.8	Decomposição da PTF – médias (1981 a 1990).....	40
Tabela 1.9	Decomposição da PTF – médias (1991 a 2000).....	41
Tabela 1.10	Decomposição da PTF – médias (2001 a 2010).....	42
Tabela 1.11	Resultado da PTF – médias (1961 a 2010).....	43
Tabela 2.1	Valores do PIB nacional e do agronegócio brasileiro (1994 a 2011).....	50
Tabela 2.2	Teste de razão de verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção.....	63
Tabela 2.3	Fronteira estocástica – resultados do modelo de eficiência.....	64
Tabela 2.4	Decomposição da PTF por estado medida pelo índice de Malmquist (1970 a 2006).....	66
Tabela 3.1	Estatísticas descritivas das variáveis (média e erro padrão).....	82
Tabela 3.2	Critério de Informação de Akaike para modelo com distribuição assimétrica exponencial e half-normal.....	88
Tabela 3.3	Estimação do modelo de fronteira de produção estocástica com distribuição half-normal.....	89

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO GERAL.....	13
CAPÍTULO 1 – PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA NOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA DE 1961 A 2010	
1 INTRODUÇÃO.....	17
2 AMÉRICA LATINA: CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÔMICAS E PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA.....	18
2.1 Características Socioeconômicas.....	19
2.2 Produtividade Agrícola.....	22
3 METODOLOGIA.....	26
3.1 Base de Dados.....	26
3.2 Fronteira de Produção Estocástica.....	27
3.3 Modelo Econométrico.....	29
3.4 Testes Realizados.....	31
3.4.1 Teste da Forma Funcional.....	31
3.4.2 Ausência de Progresso Técnico.....	32
3.4.3 Ausência de Efeitos Fixos.....	32
3.5 Decomposição da Produtividade Total dos Fatores.....	32
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	34
4.1 Análise dos Testes Realizados.....	34
4.2 Estimação da Fronteira de Produção Estocástica.....	35
4.3 Produtividade Total dos Fatores.....	37
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	45
CAPÍTULO 2 – PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA: UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA E ÍNDICE DE MALMQUIST	
1 INTRODUÇÃO.....	47
2 REVISÃO DE LITERATURA.....	48
2.1 A Evolução da Produtividade Total dos Fatores na Agropecuária Brasileira	48
2.2 A Eficiência a partir da Estimação da Função de Produção.....	54
3 METODOLOGIA.....	56
3.1 Modelo de Fronteira Estocástica.....	56

3.2	Índice de Malmquist.....	58
3.3	Base dos Dados.....	60
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	61
4.1	Testes de Hipótese.....	61
4.2	Análise da Estimação da Fronteira de Produção.....	63
4.3	Produção Total dos Fatores.....	65
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	69

CAPÍTULO 3 – MEDIDAS DE EFICIÊNCIA NA PRODUÇÃO DE MANGA NO VALE DO SÃO FRANCISCO

1	INTRODUÇÃO.....	70
2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	73
2.1	Produtividade e Eficiência.....	73
2.2	O Mercado de Manga.....	75
3	METODOLOGIA.....	80
3.1	Região Geográfica e Base dos Dados.....	80
3.2	Fronteira de Produção Estocástica.....	83
3.3	Modelo Econométrico.....	86
4	RESULTADOS.....	87
4.1	Distribuição Assimétrica.....	87
4.2	Estimação do Modelo.....	88
4.3	Medidas de Eficiência Técnica.....	90
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	93
	CONCLUSÃO GERAL.....	93
	REFERÊNCIAS.....	97

INTRODUÇÃO GERAL

O estudo da produtividade é matéria de interesse na teoria econômica desde os clássicos. Alguns pesquisadores lhe atribuem um papel importante na determinação do desempenho econômico das nações e os padrões de vida subjacentes, associando-a aos avanços tecnológicos (PIRES, 2004).

Na literatura sobre produtividade na América Latina, por exemplo, Araujo *et al.* (2014) tratou da PTF e de sua decomposição para o período de 1960 a 2000, utilizando o modelo de fronteira estocástica com a inclusão de variáveis macroeconômicas como medida de ineficiência técnica. Marinho e Bittencourt (2007) também examinaram o desempenho da produtividade total dos fatores e discutiram a experiência de crescimento econômico na América Latina. Estimaram uma função fronteira de produção estocástica na forma de uma translog, com efeitos de ineficiência técnica para um painel de 19 países, no período de 1961 a 1990.

Neste estudo, a PTF para um grupo de 19 países latino-americanos, assim como em Araujo *et al.* (2014) e Marinho e Bittencourt (2007), será decomposta a partir do modelo de Coelli *et al.* (1995). Uma das principais contribuições é o estudo da produtividade agrícola dessa região, juntamente com a análise de variáveis macroeconômicas como medida de ineficiência.

O comportamento da produtividade adquire cada vez mais espaço nas discussões dentro do contexto da economia agrícola. Em especial no Brasil, esse tema possui grande importância, visto que a produtividade tem apresentado expressivo aumento em sua taxa de crescimento. Entre os países latino-americanos estudados, o Brasil se mantém como primeira PTF agrícola desde 1981. Neste estudo, o cálculo da PTF agrícola para os estados brasileiros, assim como em Bragagnolo (2012) e Gasques *et al.* (2010), também se mostrou positivo.

Segundo Bragagnolo (2012), os indicadores de Produtividade Parcial dos Fatores (PPF), que medem a relação entre o uso de um único insumo específico e a produção obtida, e os indicadores de Produtividade Total dos Fatores (PTF), que medem a relação entre a produção e total de insumos utilizados, são os dois grupos de indicadores de produtividade mais comuns da literatura da área.

Bonelli *et al.* (1994) destacaram que, dentre os indicadores de PPF mais utilizados, estão a produtividade da mão-de-obra e a produtividade do capital, e que, apesar da grande utilização, o uso destes indicadores pode levar a resultados distorcidos,

quando não analisados em um contexto mais amplo. Ainda de acordo com Bonelli *et al.* (1994), como não existe um único fator de produção principal na maior parte dos processos produtivos, os fatores devem ser avaliados de forma conjunta, o que levaria à obtenção de resultados mais acurados. Desta forma, os indicadores de PTF levariam a resultados mais próximos da realidade, pois consideram o conjunto de todos os insumos ou, pelo ou menos, dos principais insumos empregados no processo produtivo.

A importância do estudo da PTF agrícola refere-se ao fato de esta possuir aspectos essenciais para a análise de crescimento do setor em longo prazo. Essas análises de crescimento ao longo do tempo da PTF podem refletir um caminho para onde se dirigirá a agricultura e, assim, levantar as demais questões acerca do tema. O que não se pode deixar de referir é a indispensável análise das medidas de eficiência dentro do estudo na produtividade. Como no Distrito de Irrigação Nilo Coelho, no Vale do São Francisco, em que a investigação realizada mostrou a ineficiência técnica dos produtores de manga em mais de 90%.

Segundo Pires (2004), tratando-se da metodologia utilizada neste estudo, as abordagens de mensuração da produtividade são as mais variadas e aplicadas tanto no que se refere aos produtores individuais quanto no que se relaciona ao nível agregado de ramos industriais ou às economias nacionais. Uma distinção fundamental entre tais abordagens é a pressuposição ou não de eficiência no processo de produção. Dessa forma, há dois veios na literatura, cada qual seguindo uma dessas linhas. Uma é a abordagem conhecida como paramétrica; a outra é chamada de não paramétrica. Nessas duas searas, existem os mais diversos tipos de modelos. Nesta pesquisa, o modelo de fronteira de produção estocástica foi o método que mais se adaptou à análise das variáveis.

Assim, os métodos que tratam da hipótese de eficiência, chamados de métodos de fronteiras de produção, têm o mérito de separar os efeitos do progresso técnico dos ganhos de eficiência técnica. Em razão disso, parecem ser adequados para discutir várias das questões levantadas na literatura sobre produtividade total dos fatores.

Esta dissertação busca abordar as questões relacionadas à produtividade no meio agrícola, em um conjunto de três artigos, sendo o objetivo geral identificar o papel da PTF e dos fatores de produção no crescimento da produção agropecuária latino-americana e brasileira, por meio de modelos econômicos e estatísticos, com a utilização da fronteira de produção estocástica. Com estes modelos, pretende-se analisar as medidas de eficiência dos principais fatores que influenciaram o produto e as inter-

relações destes fatores com a PTF, fornecendo base para melhor entender o processo de produção do setor e suas deficiências.

Os objetivos específicos deste estudo são os que se seguem: *i)* analisar a produtividade total dos fatores no produto agrícola em 19 países que compõem o bloco socioeconômico latino-americano e, a partir das estimativas geradas pelo modelo de fronteira estocástica de produção, decompor a PTF em quatro componentes – eficiência técnica, progresso técnico, ganhos de escala e eficiência alocativa; *ii)* utilizar as variáveis macroeconômicas, como educação e abertura comercial, para explicar as medidas de ineficiência técnica do modelo acima citado; *iii)* estudar a evolução da PTF na agricultura brasileira por estado, de forma agregada e também regionalizada, a partir do modelo de fronteira de produção estocástica; *iv)* subdividir o efeito da PTF sobre o produto agrícola em variação da eficiência técnica e variação tecnológica, a fim de obter um melhor entendimento desta variável, por meio do índice de Malmquist, a partir das funções-distância; *v)* mensurar os níveis de eficiência técnica por núcleo irrigado no Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho em Petrolina – PE, utilizando também o modelo de fronteira estocástica para assim identificar os fatores de produção responsáveis pelas medidas de (in)eficiência por produtor.

O primeiro capítulo desta dissertação apresenta uma alternativa pouco explorada na literatura de mensuração da produtividade, o uso de fronteiras estocásticas de produção. Essa abordagem, sugerida por Bauer (1990) e Kumbhakar (2000), permite uma posterior decomposição das variações da produtividade em eficiência técnica, progresso técnico, ganhos de escala e eficiência alocativa. Usando as estimativas obtidas para um grupo de 19 países da América Latina no período compreendido entre os anos de 1961 e 2010, foi possível efetuar a decomposição da taxa de crescimento da produtividade de forma mais detalhada. Ainda a partir do modelo Battese e Coelli (1995), foi possível utilizar variáveis macroeconômicas como medida para explicar a ineficiência técnica no modelo.

No segundo capítulo, será discutido o papel da PTF e sua decomposição na agropecuária brasileira no período de 1970 a 2006, a partir dos dados do Censo Agropecuário, por meio do modelo econométrico de fronteira estocástica de produção, para assim analisar a contribuição da PTF agrícola no cenário brasileiro. As fronteiras de produção estimadas foram utilizadas para calcular as variações no índice de produtividade total de Malmquist, decomposto dos índices de variação de eficiência e variação tecnológica.

Já no terceiro capítulo, será abordada a eficiência técnica na produção de manga no semiárido brasileiro, mais especificamente no Vale do Submédio São Francisco. O capítulo tem como objetivo analisar o nível de eficiência técnica dos produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho em Petrolina – PE para o ano agrícola de 2012/2013. O estudo das variáveis deu-se também por meio da estimação do modelo econométrico paramétrico de função de produção estocástica.

A dissertação está composta por cinco seções – esta introdução geral, três capítulos, já apresentados, e, por fim, a conclusão geral deste estudo.

CAPÍTULO 1

PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA NOS PAÍSES DA AMÉRICA LATINA DE 1961 A 2010

1 INTRODUÇÃO

A estabilização da economia, a abertura comercial e a globalização fizeram com que aumentassem as preocupações com a eficiência e a produtividade das diferentes cadeias. As empresas estão reavaliando suas metas e seus métodos para assegurarem viabilidade e competitividade. Nesse contexto, a compreensão dos conceitos de eficiência e produtividade, e o conhecimento das técnicas disponíveis para a sua medição também assumem importância fundamental no cenário agrícola.

Ao mensurar o estado da tecnologia e o grau de eficiência de seu uso, a empresa identifica o comportamento da variação na produtividade total dos fatores. Esta consiste no crescimento ou decréscimo da produtividade, podendo ser definida como a mudança líquida no produto devido às mudanças na tecnologia de produção, na eficiência dos processos produtivos e no ambiente em que ocorre a produção. Para Farrel (1957), o estudo da eficiência e da produtividade tornou-se importante porque esse é o passo principal de um processo que pode conduzir a uma substancial economia de recursos, que é de grande importância para as empresas em ambientes competitivos.

Este capítulo trata da aplicação do procedimento de decomposição da medida da Produtividade Total dos Fatores (PTF), sugerida por Bauer (1990) e Kumbhakar (2000), para um grupo de 19 países da América Latina no período compreendido entre os anos de 1961 e 2010, tendo como modelo para estimação a Fronteira de Produção Estocástica. A vantagem dessa abordagem encontra-se no fato de que a PTF pode ser decomposta em componentes que caracterizam o processo de produção geral. Assim, o procedimento utilizado possibilita a identificação dos componentes de eficiência técnica – que corresponde aos movimentos de uma economia em direção à fronteira de produção – e do componente que identifica o progresso técnico, que se refere ao deslocamento da própria fronteira.

Assim como apresentado por Araujo *et al.* (2014), uma vantagem do procedimento de Bauer (1990) e Kumbhakar (2000) diz respeito ao fato de que, ao se admitir uma especificação de fronteira de produção flexível, como uma translog, pode-

se decompor a PTF nos componentes de eficiência técnica, eficiência alocativa, efeito de escala e progresso técnico. Trata-se de um procedimento superior ao da decomposição da PTF usando o índice de Malmquist a partir de uma fronteira de produção restrita resultante da imposição de rendimentos constantes de escala, por exemplo. Neste caso, a PTF é decomposta em apenas dois componentes: variação na eficiência técnica e variação tecnológica.

Além de utilizar o modelo de fronteira de produção estocástica para analisar a contribuição da PTF para o produto agrícola de uma amostra de países da América Latina, este capítulo analisa também a forma de composição das mudanças da produtividade total dos fatores destes países nos componentes de eficiência técnica, eficiência alocativa, efeito de escala e progresso técnico, conforme decomposição da PTF proposta por Pires e Garcia (2004). Trata-se, portanto, de uma contribuição à literatura empírica para conseguir uma melhor compreensão dos reais fatores que contribuíram para o desempenho agrícola dos países da amostra ao longo de 50 anos. Além disso, busca-se, simultaneamente, compreender a influência de um vetor de variáveis macroeconômicas sobre a eficiência técnica dos países da amostra por meio da modelagem da ineficiência técnica. Especificamente, diferentemente dos trabalhos já realizados anteriormente sobre produtividade agrícola na América Latina, inclui-se neste capítulo a variável educação e grau de abertura comercial na explicação da ineficiência técnica.

O capítulo se distribui em cinco seções. A seção dois descreve resumidamente as características econômicas e sociais dos países estudados, além de tratar especificamente da produtividade agrícola destes. Na seção três, apresenta-se a base de dados da pesquisa, o modelo paramétrico de fronteira de produção estocástica, o modelo econométrico, assim como os testes realizados e a metodologia utilizada para decomposição da PTF. Na seção quatro, são apresentados os resultados da estimação e da decomposição. A última seção é dedicada às considerações finais.

2 AMÉRICA LATINA: CARACTERÍSTICAS SOCIOECONÔMICAS E PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA

Esta seção caracterizará econômica e socialmente o grupo de países latino-americanos que compõem o estudo, além de descrever sucintamente a produtividade agrícola dessa região.

2.1 Características Socioeconômicas

Na América Latina, existem vinte países e duas dependências. As principais características econômicas desses países estão baseadas na exportação de *commodities* agrícolas e minerais. Os países mais ricos do grupo são Brasil, México e Argentina, a economia desses três países juntos corresponde a, aproximadamente, 75% do PIB dos países da América Latina. Brasil, Argentina, México e Chile se destacam também na produção e exportação de manufaturados, já que possuem uma boa base industrial (ZEIGLER e TRUITT NAKATA, 2014).

Na maioria dos países, há uma grande desigualdade social, com forte concentração de renda, sendo quase todos os países capitalistas. As moedas mais fortes economicamente são o real do Brasil, o peso da Argentina e o peso do México. Já as maiores cidades são São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Buenos Aires, Cidade do México, Bogotá, Caracas e Quito. Agricultura, mineração, indústria, turismo e extrativismo vegetal são as principais atividades econômicas dos países latino-americanos.

Argentina, Brasil, Paraguai e Uruguai assinaram em 1991 o Tratado de Assunção, com vistas a criar o Mercado Comum do Sul (MERCOSUL). O objetivo primordial é a integração dos quatro Estados Partes por meio da livre circulação de bens, serviços e fatores produtivos, do estabelecimento de uma Tarifa Externa Comum (TEC), da adoção de uma política comercial comum, da coordenação de políticas macroeconômicas e setoriais, e da harmonização de legislações nas áreas pertinentes.

Em 2012, o MERCOSUL passou pela primeira ampliação desde sua criação, com o ingresso definitivo da Venezuela. No mesmo ano, foi assinado o Protocolo de Adesão da Bolívia. Ainda são Estados Associados ao Mercosul: o Chile (desde 1996), o Peru (desde 2003), a Colômbia, o Equador (desde 2004), a Guiana e o Suriname (ambos desde 2013). Estado Associado desde 1996, a Bolívia é atualmente Estado Parte em Processo de Adesão (Portal da Secretaria do Mercosul, 2014).

Tratando-se de Balança Comercial, tomando como base a variação percentual das exportações e importações dos países que compõem esse bloco econômico e social, a Tabela 1.1 mostra, trimestralmente, o crescimento percentual das exportações e importações do terceiro trimestre de 2013 ao primeiro trimestre de 2014. El Salvador, Jamaica, Nicarágua e Trinidad e Tobago não possuíam dados para o período demonstrado na tabela.

Como observado, de janeiro a março de 2014, a maior variação percentual das exportações foi na República Dominicana, 13,79%, seguido por Bolívia, 12,75% e Uruguai, 10,8%. Tratando-se das importações, Colômbia lidera a variação percentual no mesmo período com 16,32%, seguido também por Bolívia, 10,66%. A maior variação percentual no período analisado na tabela corresponde às exportações do Paraguai, de abril a junho de 2013, equivalente a 22,14%.

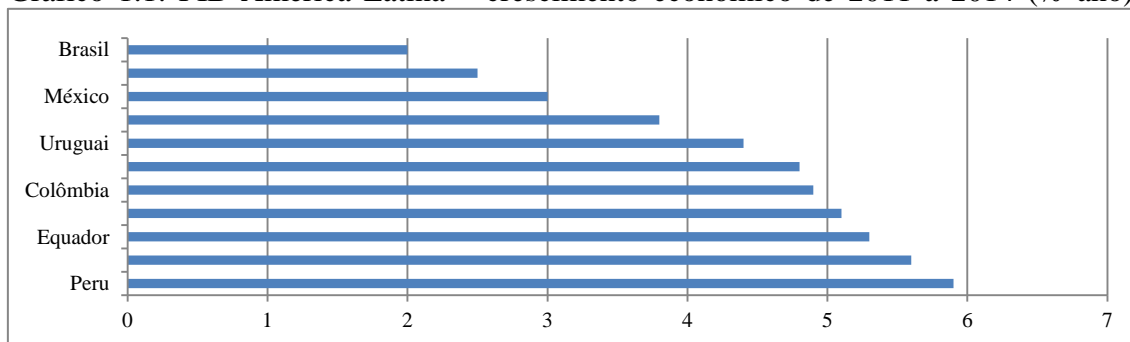
Tabela 1.1: Crescimento percentual das exportações e importações dos países da América Latina: terceiro trimestre de 2013 a primeiro trimestre de 2014.

Países	Exportações Crescimento %				Importações Crescimento %			
	Jun 2013	Set 2013	Dez 2013	Mar 2014	Jun 2013	Set 2013	Dez 2013	Mar 2014
Argentina	4.5	-1.3	-7.8	-6.4	9.6	1.7	-2.4	3.8
Bolívia	2.39	-3.11	0.95	12.75	4.7	8.71	12.31	10.66
Brasil	6.33	3.19	5.57	2.76	7.7	13.69	4.78	1.36
Chile	6.42	11.33	-0.94	3.47	8.06	0.54	-5.29	-4.61
Colômbia	10.29	2.3	8.49	6.87	4.18	4.82	7.39	16.32
Costa Rica	1.82	7.84	6.19	-0.63	7.31	5.79	2.88	-0.19
República Dominicana	9.7	4.25	10.2	13.79	-5.19	-6.76	-0.01	4.32
Equador	-1.8	4.15	7.96	7.43	8.32	7.55	3.51	1.07
El Salvador	-	-	-	-	-	-	-	-
Guatemala	5.08	6.71	3.5	4.94	6.87	3.28	7.63	4.72
Honduras	1.1	-4.6	2.6	-	1.6	-5.3	1.2	-
Jamaica	-	-	-	-	-	-	-	-
México	-2.38	4.36	7.41	5.82	2.54	2.86	-0.33	2.49
Nicarágua	-	-	-	-	-	-	-	-
Paraguai	22.14	19.28	9.94	9.31	9.79	6.54	0.76	5.13
Peru	2.28	2.42	3.15	3.01	6.03	1.66	-0.28	-0.67
Trinidad e Tobago	-	-	-	-	-	-	-	-
Uruguai	3.6	2	3.8	10.8	14.1	13.1	14.6	13.2
Venezuela	0.55	-7.79	-6.93	-	-4.32	-19.69	-21.12	-

Fonte: IADB (2014).

Em relação ao Produto Interno Bruto (PIB) referente ao grupo de países em estudo, o Gráfico 1.1 mostra a taxa média de crescimento econômico para um grupo específico de países latino-americanos entre 2011 e 2014, em percentual ao ano. Como observado, o Peru possui a maior taxa de crescimento do PIB no período, 5,9% ao ano, seguido por Bolívia, Equador e Paraguai, 5,6%, 5,3% e 5,1%, respectivamente. O Brasil possui a menor taxa de crescimento econômico para este grupo de países, 2% ao ano.

Gráfico 1.1: PIB América Latina – crescimento econômico de 2011 a 2014 (% ano).

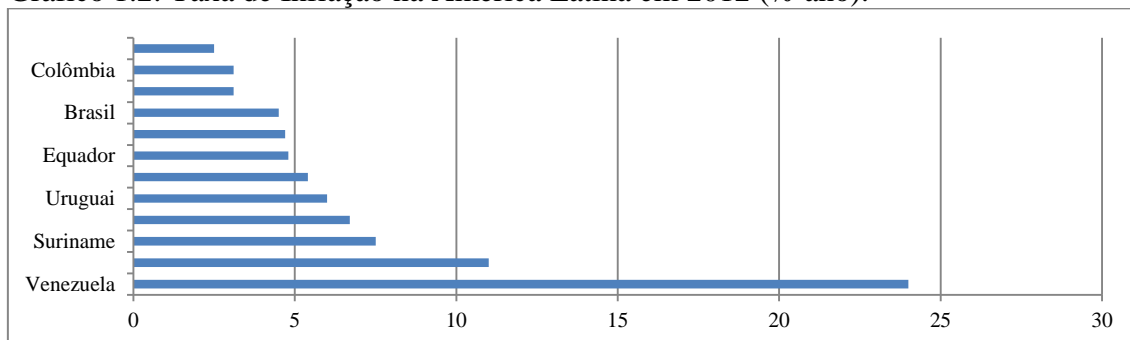


Fonte: IMF (2014).

Comparando o PIB dos países da América Latina com as maiores economias do mundo, em 2013 os EUA, primeira economia mundial, produziu US\$ 16,799 trilhões. A China, segunda economia, produziu no mesmo período US\$ 9,181 trilhões. Na sequência do *ranking* das maiores economias do mundo está o Japão, US\$ 4,901 trilhões. Já os três países mais ricos da América Latina, Brasil, México e Argentina, por exemplo, produziram em 2013, US\$ 2,242 trilhões, US\$ 1,258 trilhões e US\$ 488 bilhões, respectivamente. São os únicos países latino-americanos entre as 30 maiores economias mundiais. O Brasil ocupa a 7ª colocação, México a 15ª e Argentina a 29ª colocação no *ranking* mundial (Portal do *International Monetary Fund*, 2014).

Outro dado relevante diz respeito à taxa de inflação. Segundo o Fundo Monetário Internacional, a Venezuela em 2012 apresentou uma taxa inflacionária de 24%, maior entre o grupo de países analisados. A segunda maior taxa foi da Argentina, 11% para o mesmo período. A menor taxa foi a do Peru, 2,5%. O Brasil em 2012 teve taxa inflacionária de 4,5%. O Gráfico 1.2 mostra o comportamento da taxa de inflação para um grupo de países que também compõe este estudo, em valores percentuais para o ano de 2012.

Gráfico 1.2: Taxa de Inflação na América Latina em 2012 (% ano).



Fonte: IMF (2014).

2.2 Produtividade Agrícola

Tratando-se da produção agrícola dos países pertencentes ao bloco socioeconômico em questão, indicadores do *Inter-American Development Bank* (IADB) apontam que a região deve apresentar um crescimento de 80% até 2050 no cenário agrícola, para atender a um esperado aumento na sua população, cerca de mais de 35% no mesmo período. Os pobres na região gastam entre 50% e 80% de sua renda em alimentos, e quase 2/3 da população rural total da região ainda vive na pobreza (Portal do *Inter-American Development Bank*, 2014).

Ainda de acordo com o IADB, a agricultura na região sofre um lento crescimento de produtividade. A taxa de crescimento anual da produtividade total dos fatores aumentou apenas 1,9% entre 1961 e 2007, em comparação ao percentual de 2,4% nos países da *Organisation for Economic Co-operation and Development* (OECD). Nos países da América Central e do Caribe, onde a limitada disponibilidade de terras é um fator determinante da expansão da produção, a taxa de crescimento é ainda menor, 1,1% para o mesmo período.

Contudo, a América Latina e o Caribe já se estabeleceram como a maior região exportadora líquida de alimentos do mundo. A produção quase que total é destinada à exportação. De acordo com o IADB, a América Latina e o Caribe alcançaram só uma fração de seu potencial para aumentar a produção agrícola, tanto para o consumo regional como para a exportação mundial. Entretanto, o cenário de concentração de terras férteis nas mãos de poucos proprietários e a falta de terras para que todos possam cultivar levaram ao surgimento de áreas de intenso conflito nesses países. A relação fundiária conturbada fez com que, em vários países, fossem criados projetos de reforma agrária com o objetivo de fazer uma melhor distribuição das terras. Países que já adotaram reformas nesse sentido são México, Cuba, Peru e Chile (*Agroanalysis*, AGRODROPS, junho/2014).

Conforme Zeigler e Truitt Nakata (2014), 28% da terra que se considera agricultável têm um potencial meio-alto para a expansão sustentável da superfície cultivada no mundo, e 36% da terra estão, em média, a seis horas dos mercados locais. O que confirma a real potencialidade agrícola desses países em extensão de terras, assim como o acesso ao escoamento dessa produção. Porém, esses fatores são somados a uma série de intempéries para o avanço de novas formas de agricultura produtiva e sustentável com o meio ambiente da região, por exemplo. Operações de organismos

créditos internacionais, investimentos, públicos e privados, políticas de ação, ciência agrícola ainda precisam ser priorizados para melhorar o desenvolvimento da região.

Os investimentos em infraestrutura rural contribuem para o aumento da produtividade e da produção alimentar regional na América Latina e no Caribe. Organismos internacionais, como o IADB, financiam principalmente a construção e a reabilitação da irrigação, drenagem e controle de cheias. Tratando-se de projetos de desenvolvimento produtivo, o IADB também apoiou a infraestrutura regional ou nacional, estradas rurais, eletrificação rural, água rural (para o desenvolvimento da pecuária) (Portal do IADB, 2014).

Outros projetos de desenvolvimento agropecuário foram financiados, como nas províncias do norte da Argentina, por meio do PROSAP – *Programa de Serviços Agrícolas Provinciais* – em 2004, com inversões em irrigação, estradas rurais e eletrificação, além de investimentos em questões relacionadas com a gestão da água, em 2006. Na Bolívia, por exemplo, foi realizado um programa nacional de irrigação, com ênfase na bacia hidrográfica, em 2008. O IADB também financiou programas de irrigação para o Brasil, no estado de Tocantins, em 2010. Os demais países latino-americanos também foram contemplados por esse programa, como Guatemala (2006), Guiana (2004), Haiti (2005 e 2007) e Jamaica (2004).

Fazendo referência às transferências de dinheiro aos produtores rurais, isso pode ajudar a garantir certo nível de renda para os agricultores, visto que esses programas também podem ser usados como política para aumentar a produtividade, ampliar as transferências condicionais de renda para a adoção de tecnologias por meio de uma melhor gestão das propriedades rurais. No Brasil, por exemplo, créditos de custeio, de investimento ou de comercialização podem ser solicitados ao governo federal mediante cooperativas de crédito ou por intermédio dos bancos, ambos financiados pelo Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES), assim como pelos Fundos Constitucionais de Financiamento.

O PATCA e PROCAMPO do México e da República Dominicana também são exemplos de transferência de renda ao setor agrícola. Para o *Proyecto de Apoyo a la Transición Competitiva Agroalimentaria* (PATCA), as transferências estão sujeitas à aprovação de um número predeterminado de tecnologias agrícolas pelos beneficiários. No PROCAMPO, as transferências de renda do governo são direcionadas a um determinado grupo de agricultores (Portal do IADB, 2014).

Há como observar, de forma intensa, dois tipos de agricultura na América Latina – a de subsistência e a de caráter comercial. Nesta última, quase sempre predomina a monocultura. O café, por exemplo, é a base de grande parte das rendas de exportação de países como Costa Rica, Colômbia, El Salvador e Guatemala. A banana também tem grande importância econômica para países como Panamá e Honduras (Portal da CEPAL, 2014).

Ainda segundo a *Comisión Económica para América Latina y el Caribe* (CEPAL), as monoculturas que se estabeleceram nos países da América Latina possuem índices de produtividade bastante elevados. Dentre as culturas que se destacam estão soja, cana-de-açúcar, frutas, trigo e cacau. Contudo, muitos países são responsáveis ainda pela exportação de carne bovina, abastecendo os mercados da Europa, por exemplo.

Como o Brasil se coloca na primeira economia desse bloco de países, segundo o Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior, o país é uma das regiões agrícolas mais produtivas do mundo, não somente em volume, mas também em produtividade. A área plantada de grãos cresceu 42% nos últimos 30 anos, ao passo que a produção teve crescimento de 228%. Analisando por outro ângulo, 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.

A Tabela 1.2 mostra o PIB agrícola no intervalo de 2001 a 2009 para o grupo de países desta pesquisa, a preços de 2000. Uruguai, Argentina e Venezuela foram os maiores produtores em 2009, seguidos por Chile, Costa Rica e Brasil.

Tabela 1.2: Produto Interno Bruto agrícola (2001 a 2009).

País	PIB Agrícola (a preços [\$] constantes de 2000)				
	1999-2001	2003-2005	2007	2008	2009
Argentina	3832	4318	5360	5277	5328
Bolívia	306	334	346	351	359
Brasil	1147	1521	1843	2006	2140
Chile	1705	2263	2641	2716	2737
Colômbia	1156	1333	1531	1593	1607
Costa Rica	1715	1861	2397	2352	2272
República Dominicana	1071	1347	1650	1633	1617
Equador	536	676	820	878	895
El Salvador	679	735	942	1028	1082

Guatemala	766	875	940	949	937
Honduras	465	549	642	669	661
Jamaica	1128	1051	1089	1104	-
México	943	1078	1210	1273	1312
Nicarágua	622	762	908	932	-
Paraguai	683	820	973	1057	879
Peru	548	625	735	792	820
Trinidad e Tobago	1041	836	677	751	768
Uruguai	3799	4704	5049	5383	5421
Venezuela	1966	2351	3068	3179	3257

Fonte: FAO (2010).

Na literatura sobre produtividade na América Latina, Araujo *et al.* (2014) tratou da produtividade total dos fatores e sua decomposição para o período de 1960 a 2000, utilizando o modelo de fronteira estocástica com a inclusão de variáveis macroeconômicas como medida de ineficiência técnica. Constatou que essas variáveis têm um impacto significativo na compreensão do comportamento da ineficiência técnica para a região. Dentre estas variáveis, as de maior efeito na explicação da ineficiência técnica dos países foram os gastos do governo e a taxa de inflação, ou seja, quanto maior estas taxas, maior será a correspondência da ineficiência técnica. Já as variáveis que apresentam uma relação inversa com a ineficiência técnica foram o grau de abertura e os desvios dos preços locais em relação à paridade do poder de compra.

Marinho e Bittencourt (2007) examinaram o desempenho da produtividade total dos fatores e discutiram a experiência de crescimento econômico na América Latina. Estimaram uma função fronteira de produção estocástica na forma de uma translog, com efeitos de ineficiência técnica para um painel de 19 países, no período de 1961 a 1990. Utilizando o índice de produtividade de Malmquist, decomuseram o crescimento da produtividade em dois componentes: variação tecnológica e variação de eficiência técnica. Por meio desta técnica, conseguiram quantificar a contribuição da produtividade ao crescimento da América Latina, identificando as fontes de ineficiência técnica de produção e compreendendo os fatores determinantes do desempenho das economias latino-americanas. Entre outras conclusões, a mais relevante é a de que o desempenho da produtividade total dos fatores foi a principal razão do baixo crescimento econômico da América Latina.

Pires e Garcia (2004) apresentaram uma abordagem que trata da desigualdade ao investigar em que medida a dinâmica da desigualdade da renda nas economias é afetada pela evolução dos componentes da PTF. A partir da análise de fronteira estocástica, os autores aplicaram a decomposição da PTF sugerida por Bauer (1990) e Kumbhakar

(2000) para uma amostra de 38 países ao longo do período de 1970 a 2000, mesma decomposição utilizada para este estudo a ser descrita na próxima seção. Assim, estimaram os efeitos diretos da eficiência técnica, da eficiência alocativa, do progresso técnico e das economias de escala sobre a desigualdade de renda dos países.

3 METODOLOGIA

Esta seção descreverá a base de dados da pesquisa, o modelo paramétrico de fronteira de produção estocástica, o modelo econométrico utilizado, os testes realizados, assim como a metodologia utilizada para a decomposição da PTF.

3.1 Base de Dados

A amostra é composta por um painel de dados anuais, de 1961 a 2010, referente a um grupo de países que compõem a América Latina. São eles: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicarágua, Paraguai, Peru, Trinidad e Tobago, Uruguai e Venezuela.

Os dados foram extraídos da *Penn World Table 7.1* (PWT 7.1), *World Development Indicators* (WDI), fornecido pelo *World Bank*. A disponibilidade de informações foi determinante para o ano limite do estudo, 2010.

A variável y_{it} , variável dependente do modelo, refere-se à produção agrícola bruta, a preços constantes de 2005 (US\$ 1.000). As variáveis explicativas (x_{it}) são estas: área colhida, em mil hectares, consiste na soma de área colhida para todas as culturas anuais e permanentes; os estoques de máquinas agrícolas de capital, os tratores em uso, referindo-se ao número de tratores de 40cv (unidades de máquinas); o trabalho agrícola, mil pessoas, trata das pessoas economicamente ativas na agricultura, somados os sexos masculino e feminino.

Tratando-se do número de países que compõem a amostra, foi analisada a formação das nações que compõem exclusivamente a América Latina, por questões geográficas, culturais e também econômicas.

A base de dados, contendo 950 observações entre 1961 e 2010 para 19 países que compõem a América Latina, está descrita estatisticamente na Tabela 1.3. O valor médio da produção agrícola corresponde a US\$ 7.816.542, sendo o valor mínimo

pertencente à Trinidad e Tobago, US\$ 118.530, em 1998. O país também apresentou os menores valores quanto à área colhida e à mão de obra empregada no setor agrícola, 43,51 há, em 2005, e 45.000 pessoas, em 1991, respectivamente.

O Brasil destaca-se com três valores máximos na base de dados, 65.499,32 ha de área colhida em 2008, 16.342.000 pessoas ocupadas na agricultura em 1980 e 829.742 unidades de tratores em 1996.

Em relação às variáveis macroeconômicas que explicam a ineficiência técnica, o estoque de capital humano (educação) possui valor médio de 5,32 anos para o grupo de países no período estudado, sendo o maior valor (10,17) referente ao Chile em 2010. Já o menor número de anos de estudo foi em 1961 na Guatemala. Para o grau de abertura comercial dos países (*open*) em relação ao PIB de cada nação, a média foi de 0,51%. Valores mínimo e máximo correspondentes, Brasil, em 1965, e Paraguai, em 1995, respectivamente, conforme Tabela 1.3.

Tabela 1.3: Estatísticas descritivas.

Variáveis	Unidade	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Coefficiente de Variação
Produção	US\$	7.816.542	16.700.000	118.530	140.000.000	2,13
Área	1000 ha	5.482,77	11.510,83	43,51	65.499,32	2,10
Mão de obra	1000 pessoas	2.004,31	3.382,86	45	16.342	1,69
Tratores	unidade	63.519,44	149.857	130	829.742	2,36
Educação	anos	5,325134	1,947276	1,512	10,17	0,37
<i>Open</i>	percentual	0,5156614	0,2915978	0,0742	1,6336	0,57

Fonte: Dados da pesquisa.

Ainda em relação à Tabela 1.3, o coeficiente de variação (CV), que é obtido pela razão entre o desvio-padrão e a média, determina saber de que forma o desvio padrão está para o valor médio. Como observado na Tabela 1.3, a variável número de tratores possui maior valor de CV, 2,36. Assim, os desvios relativos à média atingem 236% do valor desta. As variáveis produção, área, mão de obra, *open* e educação apresentaram CV de 213%, 210%, 169%, 57% e 73%, respectivamente. Essas percentagens mostram o peso do desvio padrão sobre a distribuição.

3.2 Fronteira de Produção Estocástica

A análise de fronteira de produção estocástica, um dos métodos mais adotados na literatura aplicada às medidas de ineficiência técnica, aplica-se neste estudo como

meio pelo qual se obtém um dos componentes da produtividade total dos fatores, a eficiência técnica.

Este método foi proposto simultaneamente por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Broeck (1977). Posteriormente, as contribuições de Forsund, Lovell e Schmidt (1980), Schmidt (1986), Bauer (1990), Battese (1992), Greene (1993), Battese e Coelli (1995) permitiram o aprimoramento do método, possibilitando sua implementação com dados em painel e com a incorporação da modelagem do componente de ineficiência técnica de produção. O modelo seguido por este estudo é baseado nas contribuições de Battese e Coelli (1995), que sugerem que a ineficiência técnica é modelada por um vetor de variáveis.

Coelli *et al.* (1998) definem a função de produção de uma unidade de produção i no período t como:

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

em que, y é o vetor de quantidades produzidas (*outputs*); x é o vetor de insumos (*inputs*) utilizados na produção; e β é o vetor de coeficientes a serem estimados (parâmetros).

Segundo Battese e Coelli (1993), a principal vantagem de se considerar uma análise de fronteira estocástica, ao contrário de outros métodos não paramétricos, está no fato da introdução de um componente de erro para representar ruído, permitindo assim a decomposição do desvio de uma observação em dois componentes: os ruídos aleatórios (v) e os efeitos de ineficiência técnica da produção (u).

Battese e Coelli (1995) utilizaram um teste simples para identificar a presença de ineficiência técnica nos dados. Admitiram que, se $u = 0$, então o componente de erro $\varepsilon = 0$. Desta forma, o termo de erro é simétrico, e os dados não evidenciam a presença de ineficiência técnica. Entretanto, se $u > 0$, então a distribuição de $\varepsilon = v - u$ é negativamente assimétrica e há evidências de ineficiências técnicas nos dados. Desse modo, o termo quantifica a ineficiência técnica ou a distância em relação à fronteira de eficiência, objeto de estudo desta pesquisa.

Como este estudo se preocupa em mensurar os fatores que influenciam a ineficiência técnica da produção agropecuária dos países latino-americanos entre os anos de 1961 e 2010, a metodologia mais adequada para a análise dos dados é o método de Fronteira de Produção Estocástica, visto que este método não paramétrico permite que os desvios em relação à fronteira sejam separados em ruídos e ineficiência.

Já os modelos de fronteira de produção determinística, por exemplo, qualquer desvio em relação à curva de produção, são atribuídos à ineficiência técnica do produtor. Esses modelos ignoram o fato de que a produção pode também ser afetada por fatores exógenos, como greves e condições ambientais ruins.

3.3 Modelo Econométrico

A partir do modelo de fronteira estocástica de produção utilizado para o cálculo da PTF, permitindo, assim, a modelagem de dados em painel, a qual incorpora o componente de ineficiência técnica de produção, conforme Battese e Coelli (1995), modela-se uma forma funcional da fronteira de produção, juntamente com hipóteses distribucionais sobre a ineficiência técnica e os distúrbios. Assim, obtém-se um estimador para cada um dos componentes da PTF e também o grau de eficiência técnica.

Primeiramente foi testado um modelo na forma funcional Cobb-Douglas e outro na forma funcional translog, em que, de acordo com o teste de funcionalidade, adotou-se a função de produção translog como melhor forma funcional consistente com os dados.

Deste modo, a função de fronteira de produção translog para os 19 países da América Latina ficou especificada da seguinte forma:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 \ln T_{it} + \beta_3 \ln K_{it} + \beta_4 \ln L_{it} + \frac{1}{2} \beta_5 t^2 + \frac{1}{2} \beta_6 \ln T^2 + \frac{1}{2} \beta_7 \ln K^2 + \frac{1}{2} \beta_8 \ln L^2 + \beta_9 \ln T_{it} t + \beta_{10} \ln K_{it} t + \beta_{11} \ln L_{it} t + \beta_{12} \ln T \ln K + \beta_{13} \ln T \ln L + \beta_{14} \ln K \ln L + (v_{it} - u_{it}) \quad (2)$$

em que as variáveis Y_{it} , T_{it} , K_{it} , L_{it} representam o produto agrícola, a área colhida, o capital e a mão de obra empregada no setor agrícola, respectivamente, em determinado período de tempo (t), de cada país (i) da amostra.

A variável v_{it} representa os distúrbios aleatórios da função de produção que, por hipótese, segue uma distribuição normal com média zero e variância constante σ_v^2 . O termo u_{it} representa a ineficiência técnica de produção, positivo e modelado neste estudo como:

$$u_{it} = \delta z_{it} + \omega_{it} \quad (3)$$

Nele, z_{it} é um vetor de variáveis macroeconômicas que explicam a ineficiência técnica, e δ é um vetor de parâmetros associado a z_{it} , a serem estimados.

A variável z_{1t} corresponde ao estoque de capital humano (educação) de cada país. Refere-se a uma série de médias de anos de educação de pessoas com mais de 15 anos, ajustada para a frequência anual por meio de interpolações obtidas por Barro e Lee (2000). Esses dados foram usados por diversos autores, tais como Araujo *et al.* (2014). Já a variável z_{2t} caracteriza o grau de abertura comercial dos países (*open*), o qual é medido pela soma das exportações e importações em relação ao PIB de cada país.

De acordo com Battese e Coelli (1995), desde que, por hipótese, ω_{it} tem distribuição $N(0, \sigma_\omega^2)$, a ineficiência técnica u_{it} , também por hipótese, é independentemente distribuída, não identicamente distribuída, com distribuição normal truncada em zero com média δz_{it} , e variância constante σ_u^2 .

A estimação simultânea e eficiente dos parâmetros das equações (2) e (3), pelo método da máxima verossimilhança, permite calcular as magnitudes das eficiências técnicas para cada um dos países da amostra. Este procedimento, proposto por Battese e Coelli (1995), facilita o processo de maximização por intenções, uma vez que o referido parâmetro possui valores situados entre zero e um. Além disso, a estatística γ pode ser utilizada para testar a significância da inclusão dos efeitos de ineficiência técnica na função de produção. Assim, sendo o valor de γ próximo a zero, retrata a menor importância do componente da ineficiência técnica na explicação dos desvios observados da fronteira de produção (neste estudo, expressos pela educação e abertura comercial). Quando seu valor se aproxima de um, maior é a importância da ineficiência técnica nos desvios da fronteira de produção.

A principal vantagem em estimar a fronteira estocástica para decompor a PTF é que ela permite a estimação de erros padrões e testes de hipótese usando o método da máxima verossimilhança (ML), como foi realizado neste estudo. Contudo, há também desvantagens, como não existir, *a priori*, nenhuma justificativa para a seleção de uma particular distribuição para os valores de u_i . Ademais, os resultados das medidas de eficiência são sensíveis às suposições em relação à distribuição (Battese e Coelli, 1995).

3.4 Testes Realizados

Nesta seção serão descritos os testes de hipóteses realizados a fim de encontrar o melhor modelo para análise dos dados, são eles: teste da forma funcional, ausência de progresso técnico e ausência de efeito fixo.

3.4.1 Forma Funcional

Inicialmente, estima-se a função de produção na forma Cobb-Douglas; em seguida, na forma translog. Comparam-se assim as duas funções pelo teste de funcionalidade, para saber qual a melhor forma funcional a ser usada no estudo. A forma funcional Cobb-Douglas é comumente utilizada nos modelos de estimação de fronteira; no entanto, é um modelo simples associado a um número de propriedades restritas, sendo as principais delas a elasticidade e os retornos de escala constantes (Coelli *et al.*, 1998).

Assim sendo, de acordo com alguns estudos, foi utilizado o teste da forma funcional. Este estima ambas as formas, Cobb-Douglas e translog, e testa a hipótese nula, qual seja, que a Cobb-Douglas é a forma adequada para representação dos dados, em virtude das especificações da translog. Isto pode ser verificado usando o teste de máxima verossimilhança (*likelihood-ratio test*). Em seguida, observam-se, na tabela de Kodde e Palm (1986), os valores críticos dos resultados para comparação, em decorrência dos graus de liberdade.

O teste se dá da seguinte forma. Após a obtenção dos dois modelos, e seus respectivos valores de log-verossimilhança (LL), considera-se o valor da estatística da verossimilhança generalizada (LR) forma funcional e aplica-se o teste de hipótese: H_0 : LL Cobb-Douglas e H_1 : LL translog; portanto, a razão de verossimilhança generalizada, $LR = -2 [\ln LL H_0 - \ln LL H_1]$. Sendo $LR > T_{KP}$ (Tabela de Kodde e Palm, 1986), rejeita-se H_0 .

Além deste teste apresentado entre a Cobb-Douglas e a translog, a fim de se buscar um modelo ideal para representação dos dados, conduziram-se outros testes de formas funcionais, os quais apontaram apenas algumas das variáveis de ineficiência. Entretanto, alguns modelos não convergiram, não sendo possível, assim, estabelecer comparações entre os dois modelos.

3.4.2 Ausência de Progresso Técnico

Neste teste, considera-se que os coeficientes correspondentes às variáveis relacionadas ao tempo na função translog são iguais a zero ou não, ou seja, testa-se se a hipótese de $\beta_1, \beta_5, \beta_9, \beta_{10}, \beta_{11}$ da equação 2 é igual a zero. Dessa forma, tem-se isto: $H_0: \beta_1, \beta_5, \beta_9, \beta_{10}, \beta_{11} = 0$ e H_1 : translog completa, com progresso técnico. Usando a razão da verossimilhança generalizada, $LR = -2 [\ln LL H_0 - \ln LL H_1]$, sendo que $LR > T_{KP}$ (Tabela de Kodde e Palm, 1986) rejeita H_0 .

3.4.3 Ausência de Efeitos Fixos

Avalia-se o modelo sem a presença de efeitos fixos captados pelas *dummies* inseridas no modelo. Novamente, estima-se o modelo, desconsiderando a presença dessas *dummies* e aplica-se o teste de verossimilhança generalizada, fazendo referência ao valor crítico da tabela de Kodde e Palm (1986).

3.5 Decomposição da Produtividade Total dos Fatores

Bauer (1990) e Kumbhakar (2000) propuseram um tipo de decomposição da produtividade bastante engenhoso, ainda que simples. Essa decomposição vai além da divisão da produtividade num efeito de alcance e noutro relacionado à inovação técnica. Isso torna evidente o impacto da escala de produção e também da alocação ineficiente dos fatores. Para efetuar essa decomposição é preciso, antes de qualquer coisa, estimar o modelo proposto na seção 3.3. Uma vez estimado o modelo, é possível “compor” a produtividade total dos fatores a partir dos resultados (Pires e Garcia, 2004).

De acordo com Marinho e Bittencourt (2007), o procedimento de decomposição da variação da produtividade possibilita a identificação dos fatores determinantes de seu desempenho ao longo do tempo, se decorrente de uma aproximação da fronteira de produção (*catching up*), ou se resultado do deslocamento da fronteira (inovação tecnológica). Para encontrar os componentes da produtividade, seguiu-se a metodologia adotada por Pires e Garcia (2004) a partir dos modelos de decomposição de Bauer (1990) e Kumbhakar (2000).

Para Pires e Garcia (2004):

$$g_{PTF} = PT - u' + (RTS - 1) * [(\lambda_T * g_T) + (\lambda_K * g_K) + (\lambda_L * g_L)] + \{[(\lambda_T - s_T) * g_T] + [(\lambda_K - s_K) * g_K] + [(\lambda_L - s_L) * g_L]\} \quad (4)$$

Nessa equação, os termos s_T , s_K e s_L representam os pesos da terra, do capital e do trabalho no produto agrícola; $RTS = \varepsilon_T + \varepsilon_K + \varepsilon_L$, ou seja, o somatório das elasticidades da produção em relação à terra, ao capital e ao trabalho, respectivamente, com RTS denotando os retornos de escala; g_T , g_K e g_L são as taxas de variação nas quantidades dos fatores de produção. Além disso, $\lambda_T = \frac{\varepsilon_T}{RTS}$, $\lambda_K = \frac{\varepsilon_K}{RTS}$ e $\lambda_L = \frac{\varepsilon_L}{RTS}$ são a participação das elasticidades em relação aos retornos de escala.

Em princípio, as mudanças na produtividade podem ser atribuídas aos deslocamentos da fronteira e aos ganhos ou perdas de eficiência. Dessa forma, tem-se uma medida para a taxa de progresso técnico (PT), primeiro componente da equação 4, que é identificado como fator que desloca a fronteira e pode ser escrito como:

$$PT = \frac{\partial \ln y}{\partial t} \quad (5)$$

Já as variações na ineficiência técnica ($-u'$), segundo componente da equação 4, podem ser escritas da seguinte maneira:

$$-u' = \frac{\partial u}{\partial t} \quad (6)^1$$

Assim, a taxa de variação da produtividade total dos fatores de produção, g_{PTF} , pode ser decomposta em quatro elementos:

- (i) o progresso técnico, medido por PT, conforme equação 5;
- (ii) a mudança na eficiência técnica, aproximada por $-u'$;
- (iii) o efeito da mudança de escala de produção, dada por $(RTS - 1) * [(\lambda_T * g_T) + (\lambda_K * g_K) + (\lambda_L * g_L)]$;
- (iv) a mudança na eficiência alocativa, medida por $\{[(\lambda_T - s_T) * g_T] + [(\lambda_K - s_K) * g_K] + [(\lambda_L - s_L) * g_L]\}$.

¹ O cálculo de $-u'$ foi feito a partir de $-\ln TE$ (eficiência técnica), conforme Pires e Garcia (2004).

De acordo com Pires e Garcia (2004), pode-se então estudar o impacto de cada um dos componentes da variação da PTF apresentados acima. Caso a tecnologia seja imutável, ela em nada contribui para ganhos de produtividade. O mesmo ocorre com a ineficiência técnica: se ela não varia no tempo, também não tem qualquer impacto sobre a taxa de variação da produtividade.

Ainda segundo os autores Pires e Garcia (2004), a contribuição das economias de escala depende tanto da tecnologia quanto da evolução das quantidades dos fatores de produção. Note que, se há retornos constantes de escala, então $RTS = 1$, o que cancela o terceiro componente de variação da produtividade. Mas, caso $RTS \neq 1$, há uma parte da variação da produtividade que é explicada pela mudança na escala de produção. No caso de retornos crescentes de escala ($RTS > 1$) e aumento das quantidades dos fatores, então há aumento da taxa de crescimento da produtividade. Se as quantidades dos fatores de produção diminuïrem, então haverá redução da taxa de variação da produtividade. O raciocínio análogo inverso pode ser feito para o caso de retornos decrescentes e redução (aumento) das quantidades dos fatores.

Por definição, $\lambda_T + \lambda_K + \lambda_L = 1$, as distâncias $(\lambda_T - s_T)$, $(\lambda_K - s_K)$ e $(\lambda_L - s_L)$ são simétricas e têm sinais contrários. Assim, uma realocação de fatores que aumente a intensidade de terra ou capital e/ou reduza a de trabalho traz necessariamente uma mudança na eficiência alocativa. Dessa forma, pode-se perceber que, apenas quando não há ineficiências ou rendimentos de escala, a medida de variação da produtividade é idêntica ao progresso técnico.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Esta seção analisará os testes de hipóteses realizados, a estimação da fronteira de produção estocástica. A partir dessas análises, será decomposta a PTF agrícola para os países da América Latina.

4.1 Análise dos Testes Realizados

Para analisar os testes de hipóteses realizados, vale salientar que várias especificações alternativas à translog foram estimadas. De acordo com Souza *et al.* (2004), as especificações alternativas impõem diferentes restrições sobre os parâmetros, de tal sorte que a simples comparação dos resultados dos modelos, por meio da razão de

verossimilhança, permite averiguar se a especificação restrita é válida. Contudo, nenhuma dessas especificações resultou melhor que a translog completa.

A forma funcional da fronteira estocástica foi determinada por meio de um teste de adequação entre uma função de produção Cobb-Douglas, relativamente à forma menos restritiva, e uma função translog. Foram realizadas estimações com e sem progresso técnico para todas as equações e com e sem a utilização dos países como *dummies*. Estas identificam a presença de efeitos fixos captados pelas variáveis inseridas no modelo. As *dummies* foram estudadas levando em consideração os 19 países da amostra, sendo a Venezuela escolhida como país parâmetro para a análise dos dados.

A Tabela 1.4 apresenta os testes elaborados com a finalidade de se verificar a consistência de hipóteses relacionadas à fronteira de produção estocástica utilizada neste estudo. Como pode ser observado, os testes revelaram a função translog completa (com progresso técnico e utilização das *dummies*) como forma funcional mais adequada, visto que o valor de LR foi superior ao valor crítico da Tabela de Kodde e Palm (1986). Da mesma forma, o teste de ausência de progresso técnico revelou a existência da variação da fronteira de produção com relação ao tempo. O terceiro teste examinou a presença ou não de efeitos fixos, o teste rejeita H_0 comprova a presença dos países como *dummies* para este modelo.

Tabela 1.4: Teste de razão de verossimilhança generalizada.

Testes de Hipótese	Hipóteses	Valor de LR	Valor T KP	Decisão (5%)
Funcionalidade	H_0 : Cobb-Douglas H_1 : translog	202,40	7,04	Não aceita H_0
Progresso Técnico	H_0 : translog sem PT H_1 : translog completa	187,83	8,76	Não aceita H_0
Ineficiência de Efeito Fixo	H_0 : translog sem <i>dummies</i> H_1 : translog com <i>dummies</i>	1.497,75	28,26	Não aceita H_0

Fonte: Dados da pesquisa.

Ainda em relação aos testes de hipóteses, outros testes foram realizados para verificar a distribuição assimétrica, assim como medir a inexistência de ineficiência técnica, mas estes não se mostraram significativos diante do fato de o modelo Battese e Coelli (1995) já inserir o efeito de ineficiência técnica e a escolha da distribuição normal-truncada como pressupostos para estimação do modelo.

4.2 Estimação da Fronteira de Produção Estocástica

Assumindo uma tecnologia do tipo translog e identificando os fatores de produção área, número de tratores e mão de obra (terra [T], capital [K] e trabalho [L]) como variáveis explicativas neste modelo, a Tabela 1.5 mostra os resultados obtidos para estimação da fronteira de produção. Todos os parâmetros estimados são estatisticamente significantes a 1%, exceto os parâmetros das variáveis $\frac{1}{2}K^2$, não significativa, assim como as *dummies* D6 e D17 (Costa Rica e Trinidad e Tobago).

Sinais esperados para área, número de tratores e mão de obra, corroborando Araujo *et al.* (2014), que tratou da produtividade total dos fatores e sua decomposição na América Latina no período de 1960 a 2010. O capital mostrou função inversa à produção, o que pode ser comprovado pelo sinal negativo de seu parâmetro de estimação. Por sua vez, Marinho e Bittencourt (2007) analisaram o desempenho da produtividade total dos fatores e discutiram a experiência de crescimento econômico da América Latina.

No tocante aos parâmetros da fronteira de produção estocástica, a variável ($[1/2]t^2$) com valor 0.0003 em seu parâmetro de estimação, comprova que houve aceleração em relação ao progresso técnico, mesmo que em pequena proporção. A elasticidade para mão de obra foi expressivamente maior do que para capital e área, 42,4%, 17,56% e 1,3%, respectivamente, ou seja, o insumo trabalho possui muito mais representatividade para o setor agrícola para a região.

O indicador de ineficiência técnica, o lambda (λ) mostra a significância da inclusão dos efeitos de ineficiência – quanto mais próximo de zero, menor a significância. Neste estudo, o λ correspondeu a 3,74. Ademais, como $u > 0$, assim, $\varepsilon = v - u$ diz que as variáveis são negativamente assimétricas, havendo evidências de ineficiência técnica nos dados.

Tratando-se dos parâmetros estimados das variáveis que foram incluídas para explicar a ineficiência técnica, estas apresentam sinais consistentes esperados; contudo, a variável Z_2 não se mostrou significativa. Já o coeficiente estimado da variável Z_1 , que representa o nível de estoque de capital humano de cada país, estatisticamente significativo, revela que a educação é medida de ineficiência técnica, sugerindo que quanto maior a escolaridade do país, maior o produto agrícola.

Tabela 1.5: Estimativas do modelo.

Fronteira Estocástica de Produção/Modelo Battese e Coelli (1995)		
Modelo de efeitos de ineficiência/normal-truncado		
Número de observações: 950		Prob>Chi2=0.000
Log Verossimilhança: 815.4272		Wald Chi2(32)=189.971,28
Variáveis*	Estimativas	Valor-z
β_0 (const.)	5.1294	0.000
β_1 (t)	-0.0268	0.000
β_2 (lnaT)	1,0126	0.000
β_3 (lnK)	-0.1756	0.009
β_4 (lnL)	1.4239	0.000
β_5 ((1/2)t ²)	0.0003	0.000
β_6 ((1/2)T ²)	-0.1240	0.006
β_7 ((1/2)K ²)	-0.0084	0.583
β_8 ((1/2)L ²)	-0.4157	0.000
β_9 ((lnT)t)	-0.0021	0.001
β_{10} ((lnK)t)	0.0033	0.000
β_{11} ((lnL)t)	0.0033	0.000
β_{12} ((lnT)(lnK))	-0.0555	0.017
β_{13} ((lnT)(lnL))	0.1140	0.004
β_{14} ((lnK)(lnL))	0.0880	0.000
D1 (ARG)	1.5232	0.000
D2 (BOL)	-0.8881	0.000
D3 (BRA)	1.7299	0.000
D4 (CHL)	0.0868	0.000
D5 (COL)	0.2569	0.000
D6 (CRI)	-0.0044	0.930
D7 (DOM)	-0.3969	0.000
D8 (ECU)	-0.2488	0.000
D9 (SLV)	-1.0375	0.000
D10 (GTM)	-0.6579	0.000
D11 (HND)	-0.8396	0.000
D12 (JAM)	-0.6396	0.000
D13 (MEX)	0.7670	0.000
D14 (NIC)	-0.8103	0.000
D15 (PRY)	-0.4111	0.000
D16 (PER)	-0.2386	0.000
D17 (TTO)	-0.1429	0.336
D18 (URY)	0.6888	0.000
Z ₁ (educação)	-1.2485	0.013
Z ₂ (open)	-0.0829	0.678
Const.	0.8183	0.005
σ_u^2	-2.4464	0.000
σ_v^2	-5.0857	0.000
σ_u	0.2942	0.000
σ_v	0.0786	0.000
λ	3.7420	0.000

Fonte: Dados da pesquisa.

*D19 (VEN) utilizada como parâmetro para análise do efeito fixo.

4.3 Produtividade Total dos Fatores

Com base nos resultados da estimação do modelo, foi realizada a decomposição da PTF agrícola para os 19 países latino-americanos no período de 50 anos. Isso será apresentado nas tabelas a seguir.

A decomposição da PTF está composta por quatro componentes, mudança na eficiência técnica, progresso técnico, efeito da mudança de escala e mudança na eficiência alocativa. As Tabelas 1.6, 1.7, 1.8, 1.9 e 1.10 mostram os resultados para o grupo de países em estudo por década, analisando 5 períodos distintos, em média. A Tabela 1.11 demonstrará os resultados para o período como um todo.

Torna-se importante a análise da PTF agrícola por década, permitindo assim identificar, ao longo da história econômica, quais as variáveis que, de fato, contribuíram para as oscilações das medidas de eficiência.

A Tabela 1.6 analisa a primeira década do período estudado (1961 a 1970). Como se percebe, a média da PTF para o período é de 24,9%, sendo o maior valor referente à Argentina, 33,5%, seguido por México, 32,38%, Brasil, 30,84%, e Chile, 30,15%. A Argentina se mantém em primeiro lugar no *ranking* de variação da PTF agrícola na década seguinte (1971 a 1980), como pode ser observado na Tabela 1.7.

Tabela 1.6: Decomposição da PTF – médias (1961 a 1970).

País	Eficiência Técnica	Progresso Técnico	Eficiência de Escala	Eficiência Alocativa	PTF
ARG	-0.0004	35.4685	0.0200	-2.5107	33.5039
BOL	0.0248	27.3334	-0.0070	-5.1718	22.1298
BRA	-0.0137	38.1440	0.0124	-7.3254	30.8446
CHL	0.0236	30.9132	0.0002	-0.7354	30.1544
COL	0.0023	32.4660	-0.0025	-2.0849	30.3763
CRI	0.0184	26.2986	-0.001	-3.7783	22.5010
DOM	0.0042	26.9637	-0.0033	-1.7021	25.2540
ECU	-0.0003	28.4917	-0.0079	-5.1516	23.3324
SLV	0.0158	26.8211	-0.0048	-4.7121	22.0884
GTM	-0.0007	28.5718	-0.0071	-5.0116	23.5539
HND	0.0114	25.5172	-0.0052	-10.6950	14.8056
JAM	0.0125	24.9829	0.0007	-0.6022	24.3689
MEX	-0.0203	36.0326	-0.0233	-3.6531	32.3765
NIC	0.0266	24.2824	-0.0059	-8.7288	15.5211
PRY	0.0018	26.9718	-0.0075	-4.8339	22.1285
PER	0.0040	30.5762	-0.0133	-4.6583	25.9006
TTO	0.0276	22.8579	0.0007	-2.9330	19.8980
URY	-0.0187	29.2351	0.0010	0.1192	29.3741
VEN	0.0018	30.1662	-0.0035	-5.2035	24.9574
MÉDIAS	0.0064	29.0576	-0.0030	-4.1775	24.8984

Fonte: Dados da pesquisa.

A análise inverte-se quando observado o progresso técnico para o mesmo período. Nele, o Brasil possui a maior variação, 38,14%, seguido por México, 36,03%, e Argentina, 35,47%. Isso demonstra o maior investimento agrícola do Brasil em relação à Argentina nessa década, mesmo a Argentina possuindo variação da PTF maior. As mudanças na produtividade podem ser atribuídas aos deslocamentos da fronteira e aos

ganhos ou perdas de eficiência. O Brasil assume a liderança na variação da PTF nas próximas décadas, de 1981 a 2010, último ano estudado, como pode ser observado nas Tabelas 1.8, 1.9 e 1.10. O progresso técnico médio para o período de 1961 a 1970 foi de 29,06%, sendo o menor valor expresso para Trinidad e Tobago, de 22,86%.

Apenas Argentina, Brasil, Equador, Guatemala, México e Uruguai mostraram eficiência técnica negativa. Tratando-se do efeito da mudança de escala para a primeira década, com exceção de Argentina, Brasil, Chile, Jamaica, Trinidad e Tobago e Uruguai, os demais países do bloco demonstraram sinais negativos. Em consequência, a média para o período apresenta-se negativa, -0,0030. Já na análise da mudança na eficiência alocativa, apenas o Uruguai apresentou sinal positivo (Tabela 1.6).

De 1971 a 1980, como mostra a Tabela 1.7, a PTF média variou em 36,33%. A Argentina, como já foi dito, possui a PTF média máxima (45,03%), seguida por México (43,67%) e Peru (40,66%). Essa década, em particular, foi a única década do estudo em questão na qual o Brasil não apareceu entre as três maiores variações de PTF. De acordo com Araujo *et al.* (2014), corroborando Pires e Garcia (2004), essa perda é resultado marcante de uma estratégia de crescimento sem preocupação com o ajustamento. Ainda segundo Pires e Garcia (2004), o Brasil experimentou uma alocação de recursos pesada na economia responsável pelo grande investimento em infraestrutura dentro do país na década de 70 do século XX.

Tabela 1.7: Decomposição da PTF – médias (1971 a 1980).

País	Eficiência Técnica	Progresso Técnico	Eficiência de Escala	Eficiência Alocativa	PTF
ARG	-0.0009	45.6128	0.0085	-0.5928	45.0294
BOL	-0.0023	38.3293	-0.0121	-5.9228	32.3966
BRA	-0.0018	49.5538	0.0263	-10.793	38.7885
CHL	-0.0017	40.9380	-0.0027	-0.8302	40.1068
COL	-0.0018	42.9830	-0.0181	-3.8893	39.0774
CRI	-0.0016	36.6989	-0.0003	-1.6241	35.0761
DOM	-0.0009	37.3108	-0.0018	-0.8569	36.4531
ECU	-0.0006	39.3426	0.0026	-3.4740	35.8718
SLV	-0.0019	37.6144	-0.0060	-3.2745	34.3358
GTM	-0.0012	39.2521	-0.0028	-2.7528	36.4978
HND	-0.0019	37.4496	-0.0059	-5.6848	31.7608
JAM	-0.0016	35.1295	-0.0003	-3.8299	31.3009
MEX	-0.0015	46.5826	0.0117	-2.9288	43.6670
NIC	0.0001	35.9561	0.0012	-7.1453	28.8119
PRY	-0.0034	38.1286	-0.0100	-7.5207	30.6013
PER	-0.0008	41.0230	0.0082	-0.3703	40.6616
TTO	0.0022	33.1566	-0.0097	-0.0678	33.0769
URY	-0.0001	39.1442	-0.0001	0.9741	40.1184
VEN	-0.0006	40.8684	0.0045	-4.2103	36.6631
MÉDIAS	-0.0012	39.7408	-0.0004	-3.4103	36.3313

Fonte: Dados da pesquisa.

O progresso técnico para essa década obteve média entre os países de 39,74%, sendo a maior média do período a do Brasil (49,55%). Mesmo não estando entre as três maiores variações da PTF agrícola, o Brasil mostrou uma evolução tecnológica ao longo dessa década.

Nicarágua e Trinidad e Tobago foram os únicos países que apresentaram mudança na eficiência técnica positiva para o período, o que colaborou para uma maior variação da PTF desses países, passando de 15,52%, de 1961 a 1970, para 28,81%, de 1971 a 1980 (Nicarágua), e de 19,9% para 33,08% (Trinidad e Tobago), no mesmo período de análise.

Quase todos os países apresentaram mudanças de escala e alocativa negativas para o período, com exceção de Argentina, Brasil, Equador, México, Nicarágua, Peru e Venezuela, que apresentaram eficiência de escala positiva, e Uruguai, que apresentou eficiência alocativa também positiva para o período.

De 1981 a 1990, o Brasil apresentou, pela primeira vez, o maior resultado da variação da PTF entre o grupo, 58,84%, seguido por Colômbia (52,08%), que também apareceu pela primeira vez entre os três primeiros países com melhor variação da PTF, e Argentina (51,81%), que desceu na colocação. A variação da PTF média para o grupo de países correspondeu a 47,71% entre 1981 e 1990 (Tabela 1.8).

Tabela 1.8: Decomposição da PTF – médias (1981 a 1990).

País	Eficiência Técnica	Progresso Técnico	Eficiência de Escala	Eficiência Alocativa	PTF
ARG	-0.0016	56.0480	-0.0017	-4.2371	51.8107
BOL	-0.0019	49.1400	-0.0064	-3.1616	45.9739
BRA	-0.0020	60.4222	0.0395	-1.6216	58.8422
CHL	-0.0020	51.0878	-0.0029	-0.8776	50.2093
COL	-0.0018	53.4256	-0.0060	-1.3384	52.0829
CRI	-0.0022	47.0786	-0.0004	-1.9071	45.1733
DOM	-0.0012	47.5249	-0.0019	-1.0691	46.4552
ECU	-0.0023	50.0255	-0.0105	-4.8470	45.1703
SLV	-0.0010	47.7790	0.0008	-0.1014	47.6794
GTM	-0.0016	49.6347	-0.0040	-1.8390	47.7932
HND	-0.0014	47.9294	-0.0012	-2.3035	45.6261
JAM	-0.0003	45.3752	-0.0005	0.3200	45.6951
MEX	-0.0022	57.4090	-0.0475	-7.5860	49.7777
NIC	-0.0016	46.7304	-0.0016	-2.0117	44.7187
PRY	-0.0023	49.7027	-0.0052	-8.5632	41.1366
PER	-0.0014	51.3018	0.0003	-1.7436	49.5599
TTO	-0.0009	42.9943	-0.0006	-2.1637	40.8309
URY	-0.0009	48.8885	-0.0005	0.8927	49.7815
VEN	-0.0023	51.4682	-0.0049	-3.2814	48.1842
MÉDIAS	-0.0016	50.2087	-0.0029	-2.4969	47.7106

Fonte: Dados da pesquisa.

Em relação ao progresso técnico, que apresentou variação média de 50,21% para a década analisada, este se manteve positivo para todos os países, assim como nas décadas analisadas anteriormente. Como pode ser observado na Tabela 1.8, o Brasil possui a maior variação do PT para a década (60,42%), seguido por México (57,49%) e Argentina (56,05%).

O Brasil também possui eficiência de escala positiva, assim como El Salvador e Peru. A eficiência alocativa apresentou-se negativa para todos os países, com exceção de Jamaica e Uruguai. A mudança na eficiência técnica apresenta-se negativa para todos os países.

Para os anos entre 1991 e 2000, a variação média da PTF novamente apresentou resultado positivo e maior do que as décadas anteriores, 59,53%. A variação média do componente PT foi de 60,47%, também superior aos resultados das três décadas anteriores (Tabela 1.9).

Tabela 1.9: Decomposição da PTF – médias (1991 a 2000).

País	Eficiência Técnica	Progresso Técnico	Eficiência de Escala	Eficiência Alocativa	PTF
ARG	-0.0014	66.2992	0.0043	-1.1874	65.1175
BOL	-0.0030	59.8872	-0.0158	-4.7850	55.0895
BRA	-0.0021	70.4485	0.1470	-0.4845	70.1132
CHL	-0.0017	61.3230	0.0003	-2.0196	59.3054
COL	-0.0010	63.1094	0.0188	3.4617	66.5909
CRI	-0.0018	57.3451	0.0000	-1.0195	56.3273
DOM	-0.0003	57.3879	0.0024	2.3861	59.7767
ECU	-0.0019	60.9236	-0.0042	-3.9609	56.9603
SLV	-0.0012	57.9197	0.0003	0.1783	58.0995
GTM	-0.0016	59.8243	-0.0018	-0.4527	59.3714
HND	-0.0019	58.4563	-0.0024	-1.7901	56.6657
JAM	-0.0011	55.3530	-0.0007	0.2394	55.5927
MEX	-0.0020	67.8979	0.0077	0.7103	68.6179
NIC	-0.0019	56.9807	-0.0011	-2.1690	54.8125
PRY	-0.0024	60.6251	-0.0040	-3.5680	57.0555
PER	-0.0027	61.6767	-0.0212	-3.5576	58.1005
TTO	-0.0007	53.1042	-0.0025	-0.1708	52.9316
URY	-0.0018	58.9062	0.0001	-0.2723	58.6358
VEN	-0.0014	61.5434	0.0018	0.4331	61.9796
MÉDIAS	-0.0017	60.4743	0.0068	-0.9489	59.5339

Fonte: Dados da pesquisa.

Brasil, México e Colômbia mostram-se como os três países como maior variação da PTF, 70,11%, 68,62% e 66,59%, respectivamente. A mudança na eficiência técnica apresenta-se mais uma vez negativa para todos os países; contudo, Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, México, Uruguai e Venezuela mostram mudança de escala positiva. Em se tratando de eficiência alocativa,

esse fato se repete com Colômbia, República Dominicana, El Salvador, México e Venezuela, da mesma forma com a Jamaica (Tabela 1.9).

A última década do estudo está descrita na Tabela 1.10. Brasil, México e Argentina possuem, em média, as três maiores variações da PTF, 80,05%, 78,99% e 74,03%, respectivamente. Tratando-se de PT, a média para o grupo de países corresponde a 70,62%. Para todos os países o progresso técnico manteve média positiva, sendo Brasil, México e Argentina os três países com maiores PT, 80,54%, 77,67% e 76,67%, respectivamente. A mudança da eficiência técnica foi decrescente para todos os países. Já a economia de escala mostrou-se positiva para as seguintes nações: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, El Salvador, México, Nicarágua e Venezuela. No entanto, esse quadro não se repete quanto à eficiência alocativa, que mostra valores positivos para Chile, Colômbia, Equador, El Salvador, Jamaica, México, Nicarágua e Trinidad e Tobago.

Tabela 1.10: Decomposição da PTF – médias (2001 a 2010).

País	Eficiência Técnica	Progresso Técnico	Eficiência de Escala	Eficiência Alocativa	PTF
ARG	-0.0012	76.6717	0.0077	-2.3768	74.3039
BOL	-0.0024	70.5873	-0.0098	-2.8267	67.7532
BRA	-0.0018	80.5401	0.0968	-0.5915	80.0472
CHL	-0.0018	71.4609	0.0003	0.3212	71.7842
COL	-0.0018	72.9576	0.0000	0.1198	73.0791
CRI	-0.0016	67.4200	0.0001	-0.2755	67.1461
DOM	-0.0011	67.0281	0.0003	-0.0328	66.9967
ECU	-0.0016	71.0592	0.0001	0.2373	71.2982
SLV	-0.0012	67.7219	0.0008	0.4962	68.2200
GTM	-0.0024	70.2477	-0.0095	-3.0447	67.1959
HND	-0.0018	68.5093	-0.0006	-0.8966	67.6139
JAM	-0.0008	65.0622	-0.0012	0.5527	65.6146
MEX	-0.0020	77.6733	0.0081	1.3035	78.9870
NIC	-0.0009	67.2968	0.0002	0.1282	67.4261
PRY	-0.0027	71.6681	-0.0053	-5.7298	65.9357
PER	-0.0019	72.1214	-0.0036	-1.0424	71.0774
TTO	-0.0001	62.8635	-0.0072	0.7090	63.5654
URY	-0.0016	69.3032	-0.0001	-4.6881	64.6167
VEM	-0.0015	71.5928	0.0012	-0.3753	71.2202
MÉDIAS	-0.0019	70.6203	0.0041	-0.9480	69.6780

Fonte: Dados da pesquisa.

Como pode ser visto na Tabela 1.11, de 1961 a 2010, a PTF para o setor agrícola correspondeu, em média, a 47,65%, sendo o progresso técnico médio maior para o período, 50,05%. A maior variação da PTF corresponde ao Brasil, 55,73%, já a menor variação corresponde a Trinidad e Tobago, 42,06%. Tratando-se de progresso técnico, Brasil, México e Argentina se destacam como os países que tiveram maior contribuição

do progresso técnico na variação da PTF para o período, corroborando com Araujo *et al.* (2014), que destacam Brasil, Colômbia, Equador e Argentina como os países que obtiveram melhores resultados tratando-se de progresso técnico.

A mudança na eficiência técnica se apresenta muito pequena, assim como negativa, retratando que a tecnologia nada contribuiu, ou contribuiu muito pouco, no período como um todo ao grupo de países; mesmo assim, em média, permaneceu positiva, quase nula. Para Argentina, Brasil, Colômbia, República Dominicana, Equador, Guatemala, México, Paraguai, Uruguai e Venezuela, especificamente, a mudança na eficiência técnica se apresenta negativa.

Tabela 1.11: Resultados da PTF – médias (1961 a 2010).

País	Eficiência Técnica	Progresso Técnico	Eficiência de Escala	Eficiência Alocativa	PTF
ARG	-0.0011	56.5360	0.0075	-2.1742	54.3704
BOL	0.0030	49.0554	-0.0102	-4.3736	44.6686
BRA	-0.0043	59.8217	0.0644	-4.1633	55.7271
CHL	0.0033	51.1446	-0.0010	-0.8283	50.3120
COL	-0.0008	52.9883	-0.0016	-0.7462	52.2413
CRI	0.0023	46.9682	-0.0003	-1.7209	45.2448
DOM	0.0001	47.2431	-0.0009	-0.2549	46.9871
ECU	-0.0013	49.9685	-0.0040	-3.4392	46.5266
SLV	0.0021	47.5712	-0.0018	-1.4827	46.0846
GTM	-0.0015	49.5061	-0.0050	-2.6202	46.8824
HND	0.0009	47.5724	-0.0031	-4.2740	43.2944
JAM	0.0017	45.1805	-0.0004	-0.6640	44.5145
MEX	-0.0056	57.1191	-0.0087	-2.4308	54.6852
NIC	0.0045	46.2493	-0.0014	-3.9853	42.2581
PRY	-0.0018	49.4193	-0.0064	-6.0431	43.3715
PER	-0.0006	51.3398	-0.0059	-2.2744	49.0600
TTO	0.0056	42.9953	-0.0039	-0.9253	42.0606
URY	-0.0046	49.0955	0.0001	-0.5949	48.5053
VEM	-0.0008	51.1278	-0.0002	-2.5275	48.6009
MÉDIAS	0.0001	50.0475	0.0009	-2.3959	47.6524

Fonte: Dados da pesquisa.

Em uma análise geral, é possível afirmar que todos os países apresentaram mudança negativa na eficiência alocativa, considerando que este grupo de países não obteve ganhos na alocação dos recursos entre os fatores produtivos utilizados. Esse resultado não é o apontado por Araujo *et al.* (2014) e Pires e Garcia (2004), que demonstraram ganhos alocativos em seus estudos (Tabela 1.11).

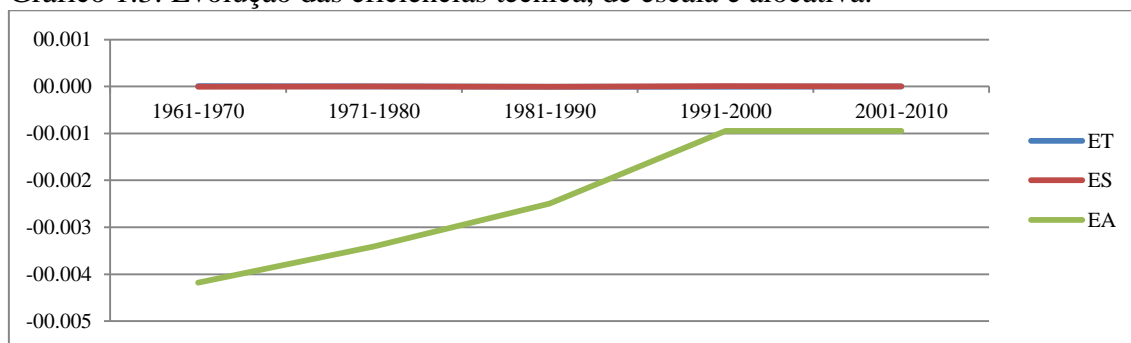
Argentina, Brasil e Uruguai apresentaram mudança de escala positiva, o que resulta em melhor distribuição dos recursos na utilização dos fatores a partir do volume de produção. Para os demais países este componente se apresenta negativo, inverso à PTF. Em média, a eficiência de escala apresenta-se quase nula para o período de 50

anos, medida que pode ser entendida como a razão do produto médio em que a firma está operando e o produto médio ótimo. A eficiência de escala depende tanto da tecnologia quanto da evolução das quantidades dos fatores de produção utilizados.

Os Gráficos 1.3 e 1.4 mostram a evolução dos componentes da PTF para o período analisado. O Gráfico 1.3 analisa o comportamento das medidas de eficiência técnica, de escala e alocativa. Como observado, as eficiências técnica e de escala mantêm comportamento quase que constante ao longo dos 50 anos analisados e trajetória comum. Já a medida de eficiência alocativa mostra trajetória crescente até a quarta década estudada, 1991 a 2000, depois se mantém constante até 2010. Esse comportamento comprova que, até a década de 1990, os países latino-americanos buscavam distribuir melhor os recursos empregados na produção agrícola.

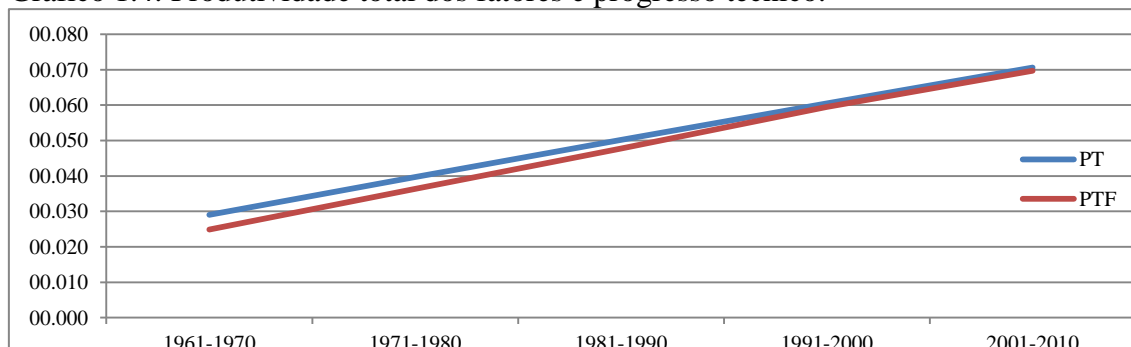
Para o mesmo período da análise, o progresso técnico possui trajetória comum à variação da PTF ao longo das décadas; todavia, mostra-se maior até o período compreendido entre 1991 e 2000, em que PT iguala-se a PTF, e essas variáveis mantêm trajetória crescente até 2010, conforme observado no Gráfico 1.4.

Gráfico 1.3: Evolução das eficiências técnica, de escala e alocativa.



Fonte: Dados da pesquisa.

Gráfico 1.4: Produtividade total dos fatores e progresso técnico.



Fonte: Dados da pesquisa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir do modelo de fronteira de produção estocástica para a produção agrícola dos 19 países que compõem o bloco latino-americano no período de 1961 a 2010, foi possível o estudo dos impactos dos fatores de produção terra, capital e trabalho no produto agrícola da região, bem como a decomposição da PTF. Assim, por meio das estimativas adquiridas pelo modelo Battese e Coelli (1995), deu-se o estudo das variáveis macroeconômicas, como educação e abertura comercial, como medidas de ineficiência.

Os resultados apontam que o aumento da quantidade de cada um dos insumos empregados gera impactos de diferentes magnitudes sobre o produto agrícola. Terra e mão de obra apresentaram função direta; já capital mostrou-se negativo, sendo o trabalho o maior influenciador, com elasticidade superior aos demais insumos.

Dentre as variáveis que foram incluídas para explicar a ineficiência técnica, educação foi a variável que se mostrou mais expressiva, apontando que o grau de escolaridade influencia diretamente o produto agrícola, ou seja, à medida que se aumenta o investimento em capital humano nos países, reduz-se a ineficiência técnica destes.

Dos dezenove países analisados, verifica-se que todos apresentaram variação da PTF positiva, ou seja, apresentaram crescimento do produto, assim como progresso técnico positivo. Argentina, Brasil, México, Peru e Colômbia se alternaram ao longo dos 50 anos de estudo como os países de maior variação da PTF para o setor. Nos últimos anos da amostra, Brasil lidera com variação de 80,05% da PTF agrícola, seguido por México e Argentina. Já a mudança na eficiência técnica mostrou-se decrescente para quase 50% da totalidade dos países para o período analisado, ou seja, a contribuição da eficiência técnica para PTF foi negativa para Bolívia, Chile, Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Honduras, Jamaica, Nicarágua e Trinidad e Tobago. Argentina, Brasil e Uruguai conseguiram manter ganhos de escala ao longo do período analisado; entretanto, todo o grupo de países, em média, manteve eficiência alocativa negativa.

Assim, ao decompor a mudança na produtividade total dos fatores em eficiência técnica, progresso técnico, ganhos de escala e eficiência alocativa, observam-se algumas variações de resultados dentro do conjunto de países analisados. São distintas as médias para o grupo de países, quando se considera a eficiência técnica. Porém, quanto ao

progresso técnico, constatou-se uma unanimidade entre eles, ou seja, todos os países apresentaram PT em média positivo para o período em análise. Assim como em relação aos ganhos de escala e eficiência alocativa, ambos apresentaram médias negativas para todos os países no período.

CAPÍTULO 2

PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA AGROPECUÁRIA BRASILEIRA: ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA E ÍNDICE DE MALMQUIST

1 INTRODUÇÃO

A partir de meados da década de 1960, foi adotado no Brasil o modelo de modernização do setor agrícola, que prevaleceria nas décadas seguintes e que foi o grande responsável pela transformação da agricultura. No decorrer deste processo, foram utilizados instrumentos de política, como crédito rural, preços mínimos, assistência técnica e pesquisas, para que o processo de modernização fosse de fato implementado (CONCEIÇÃO e CONCEIÇÃO, 2005). Todavia, embora tenha sofrido modificações estruturais significativas, no que se refere à sua base produtiva, a economia brasileira ainda é dependente do setor primário, haja vista sua forte vinculação à agricultura, desde o cultivo da cana-de-açúcar em grande escala, com toda a produção voltada ao mercado externo, até as grandes cadeias produtivas no âmbito do agronegócio nos dias atuais.

A importância de estimar a produtividade total dos fatores da agricultura brasileira e as mudanças que esta realiza é aspecto essencial para uma análise de crescimento do setor agrícola de longo prazo. Ou seja, a direção que os indicadores de produtividade tomarão neste estudo pode refletir o caminho para onde se dirigirá a agricultura nos próximos anos. Da mesma forma, permite a análise ao longo do período estudado, para assim levantar as demais questões acerca do tema.

Em virtude disso, a questão central deste capítulo é identificar o papel da PTF e dos fatores de produção no crescimento da produção agropecuária brasileira para, dessa forma, analisar as medidas de eficiência técnica e a variação tecnológica dos principais fatores que influenciaram o produto agrícola de 1970 a 2006, bem como indicar as inter-relações destes fatores com a PTF, fornecendo assim base para entender melhor o processo de produção do setor e suas deficiências.

Tomando como referência os Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/96 e 2006, a metodologia utilizada baseia-se na estimação da função de produção estocástica e na obtenção da produtividade total dos fatores. Utiliza-se o índice de

Malmquist para medir as variações na PTF entre dois períodos de tempo, período base e período final. Os dados foram coletados junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e ao Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

O capítulo está dividido em 05 (cinco) seções, a iniciar por esta Introdução. Na sequência, a Revisão de Literatura abordará os conceitos de Produtividade e Eficiência. A Metodologia está composta pela descrição do modelo de Fronteira Estocástica e o Índice de Malmquist, assim como as fontes da Base de Dados. Os Resultados da aplicação do modelo são apresentados em seguida, finalizando as discussões com a Conclusão.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Esta seção tem por objetivo descrever o conceito de Produtividade e Eficiência. Faz-se necessário, por conseguinte, o estudo sobre as discussões em torno da evolução da produtividade total dos fatores no setor agropecuário brasileiro, assim como a análise acerca da eficiência a partir da estimação de função de produção.

2.1 A Evolução da Produtividade Total dos Fatores na Agropecuária Brasileira

Souza e Teixeira (2013), em uma investigação, por meio de uma medida de produtividade total dos fatores, dos condicionantes da produtividade das lavouras de cana-de-açúcar, milho e soja nas microrregiões de Goiás, para os períodos de 1985, 1995/96 e 2006, concluíram que Goiás se posicionou como um dos principais polos de desenvolvimento nacional das atividades relacionadas ao agronegócio. As culturas selecionadas representaram os principais itens da pauta de produção do estado em termos de área plantada e volume de produção. Para estimar a medida de produtividade, os autores utilizaram o índice de Malmquist, considerado como auxílio da metodologia DEA. Os resultados da pesquisa apontaram que, entre o período de 1985-2006, foram registrados expressivos ganhos em produtividade para as três culturas. No entanto, considerando dois estágios intermediários, 1985-1995/96 e 1995/96-2006, foram verificados, no primeiro, altos patamares de produtividade, que não foram sustentados no segundo momento. Como condicionante desse resultado, é possível registrar a relevância do progresso tecnológico.

Felema *et al.* (2013), tiveram por objetivo medir a produtividade líquida do trabalho e da terra no Brasil, em seus estados e municípios, e identificar os fatores que exercem influência sobre estas produtividades por meio dos dados do Censo Agropecuário de 2006, do IBGE. Os autores utilizaram os modelos de regressão linear múltipla para identificar a influência de fatores de produção no desempenho da agropecuária do país. Como resultado, observou-se que os melhores índices quanto à produtividade do trabalho e da terra estão localizados principalmente nas regiões Sul e Sudeste, havendo concentração dos mais altos valores em apenas alguns municípios do país. Por fim, a análise geral das estimativas demonstrou que as variáveis “insumos agropecuários” e “mecanização” apresentaram participação positiva na agropecuária da maioria dos estados brasileiros.

Bragagnolo (2012) admite que o crescimento anual do PIB nacional entre os anos de 1990 e 2000, aliado ao fato de que os preços brasileiros estabilizaram ao longo da década de 1990, confirma a importância do setor agrícola brasileiro na economia do país, tanto como um mecanismo de controle da inflação, quanto como um importante fator de contribuição para o crescimento econômico. Dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA) revelam que o PIB do agronegócio correspondeu a 22,15% do PIB brasileiro em 2011, como pode ser observado na Tabela 2.1, sendo 15,42% pertencentes ao setor agrícola e 6,75% à pecuária (CEPEA, 2013).

A Tabela 2.1 analisa os valores do PIB do agronegócio brasileiro entre os anos de 1994 e 2011, em milhões de reais de 2011. Percebe-se uma maior participação do PIB Agro em 2003, correspondendo a 26,45%, em negrito na tabela. Observando os demais anos, especificamente no período compreendido entre 1994 e 2001, houve decréscimo de 0,25%. Entre 2002 e 2003, a participação do PIB Agro no PIB Nacional voltou a crescer, 1,34%. Como já foi dito, em 2003 ocorreu a maior participação do setor agropecuário no período em análise. Em 2004, o declínio volta a aparecer no percentual de 0,79%. Entre 2004 e 2006, uma nova queda, de 2,75%, período referente à crise econômica no cenário mundial. Em 2007, 2008, 2009, 2010 e 2011, seguem com elevações e quedas consecutivas, como observado na última coluna da Tabela 2.1.

Em relação à variação percentual do PIB Agro, terceira coluna da Tabela 2.1, a maior queda ocorreu em 2008, – 5,84%. Já no cenário nacional, quinta coluna, nesse mesmo ano de 2008, a redução é menor, correspondendo a – 0,33%. Observa-se, porém, que, no período 2008-2009, houve um acentuado crescimento no cenário nacional,

7,53%. O PIB Agro também acompanhou essa tendência e apresentou crescimento de 5,37% no período.

Tabela 2.1: Valores do PIB nacional e do agronegócio brasileiro (1994 a 2011).

Ano	PIB Agro	Variação % Agro	PIB Nacional	Variação % Nacional	Participação do PIB Agro no PIB Nacional %
1994	648.210	2,92	2.451.463	4,42	26,44
1995	667.151	-1,62	2.559.740	2,15	26,06
1996	656.324	-0,88	2.614.787	3,38	25,10
1997	650.523	0,58	2.703.044	0,04	24,07
1998	654.293	1,84	2.703.999	0,25	24,20
1999	666.349	0,10	2.710.870	4,31	24,58
2000	667.003	1,75	2.827.605	1,31	23,59
2001	678.665	8,81	2.864.735	2,66	23,69
2002	738.429	6,53	2.940.882	1,15	25,11
2003	786.685	2,55	2.974.603	5,71	26,45
2004	806.781	-4,66	3.144.521	3,16	25,66
2005	769.203	0,45	3.243.877	3,96	23,71
2006	772.684	7,89	3.372.239	6,09	22,91
2007	833.666	6,29	3.577.656	5,17	23,30
2008	886.084	-5,84	3.762.678	-0,33	23,55
2009	834.316	5,37	3.750.271	7,53	22,25
2010	879.116	4,38	4.032.805	2,73	21,80
2011	917.654		4.143.013		22,15

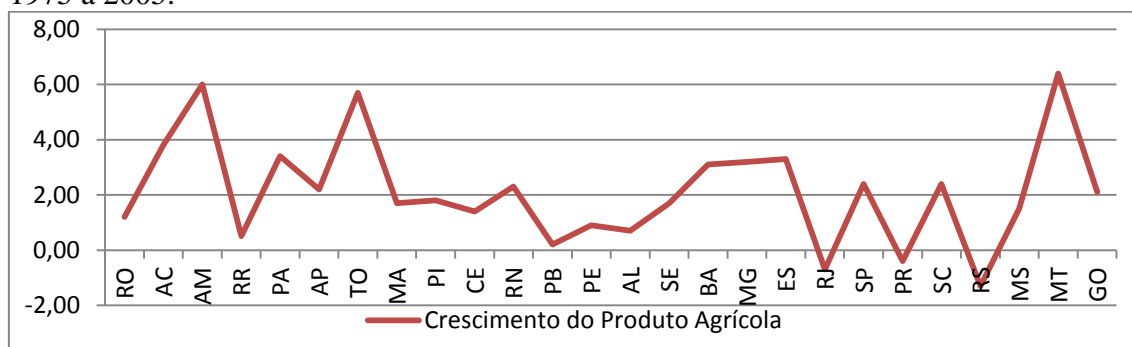
Fonte: CEPEA e IPEA (2013).

Os dados referentes à participação do PIB Agro no PIB Nacional retratam a importância da estimação da produtividade total dos fatores na agropecuária brasileira. Autores como Bragagnolo (2012), em sua análise dos resultados para a decomposição da taxa de crescimento anual do produto e da PTF agrícola para os estados brasileiros, numa série temporal de 1975/2005, retratam que o crescimento médio da PTF estimado em seu modelo foi de 3,2% ao ano, corroborando os demais estudos no cenário nacional. Em uma análise geral dos resultados do modelo de fronteira estocástica, o autor sugere que a expansão da PTF se deve em grande parte ao progresso técnico, que foi a principal determinante do crescimento do produto agrícola no Brasil de 1975 a 2005. O progresso técnico apresentou crescimento de 4,3% ao ano para o período como um todo, e o maior crescimento foi no período mais recente, 1995 a 2005, com progresso técnico de 7,4% ao ano. Estes resultados estariam relacionados, segundo o autor, com uma aceleração nos avanços tecnológicos para o setor agrícola e podem ser devidos ao surgimento de tecnologias inovadoras no período, como, entre outras, a transgenia.

O Gráfico 2.1 mostra o crescimento do produto agrícola nos estados brasileiros em percentual ao ano, de 1975 a 2005, segundo dados da pesquisa de Bragagnolo

(2012), sendo o Distrito Federal incorporado ao estado de Goiás. A evolução do gráfico mostra que os estados da região Norte apresentaram maior crescimento da PTF se comparada às demais regiões brasileiras. Segundo o autor, este resultado é condizente com a expansão da fronteira agrícola nessa região ocorrida nas últimas décadas.

Gráfico 2.1: Crescimento do produto agrícola para os estados brasileiros (% ano), de 1975 a 2005.



Fonte: Bragagnolo (2012).

Ainda conforme Bragagnolo (2012), o desempenho do setor agrícola brasileiro, após a Segunda Guerra Mundial, foi fortemente influenciado por decisões governamentais para estimular a produção, dentre as quais a criação de instrumentos de política agrícola baseados em crédito barato e abundante e programas de suporte de preços e estocagem. O autor explica que ambas as políticas subsidiaram a expansão da fronteira agrícola e o crescimento da produção de grãos no país. Esta prioridade do governo no setor agrícola, em conjunto com o uso extensivo de terras e de uma produtividade crescente, garantiu um crescimento rápido para a agricultura. O Centro-Oeste brasileiro é um exemplo dessa ocupação rápida. A região Norte do Brasil também se destaca pela aceleração dos investimentos agrícolas.

Brigatte e Teixeira (2012) comprovaram, em seus estudos sobre determinantes de longo prazo do PIB e da PTF da agropecuária brasileira no período de 1974 a 2005, que investimentos em energia elétrica, pesquisa agrícola e armazenagem aumentam o PIB agropecuário em longo prazo, sendo o efeito exercido pela pesquisa agrícola o maior entre os observados. Ainda segundo os autores, aumentos na educação dos trabalhadores agrícolas exercem impacto positivo no produto agropecuário; já os investimentos em rodovias, ferrovias, portos, irrigação, além de crédito rural, não mantêm relação de longo prazo com o PIB da agropecuária no período estudado.

Para Gasques *et al.* (2010), a produtividade total dos fatores para o Brasil apresentou trajetória crescente nos últimos 36 anos de desenvolvimento da agricultura.

Em nenhum dos períodos considerados no estudo dos autores (de 1970 a 2006), a PTF apresenta queda do índice. Isso leva à conclusão de que a agricultura tem crescido de maneira continuada.

Em seu estudo sobre produtividade total dos fatores nas principais lavouras brasileiras, Rivera e Constantin (2007) utilizaram as técnicas de análise de fronteira estocástica, assim como o método de programação linear *Data Envelopment Analysis* (DEA) e o índice de Malmquist para estimar crescimento e decréscimo de ineficiências no tempo. Os resultados apontaram que não houve uma melhora produtiva agregada ao longo do tempo, compreendendo ao período de 2001 a 2006. Ainda destacam os autores: a expansão da fronteira agrícola nas regiões Norte e Centro-Oeste, associando-as a forte progresso técnico. Dentre os estados brasileiros, Mato Grosso apresentou crescimento do produto agrícola duas vezes maior que a média nacional; e progresso técnico quase duas vezes superior à média dos demais estados no período em estudo.

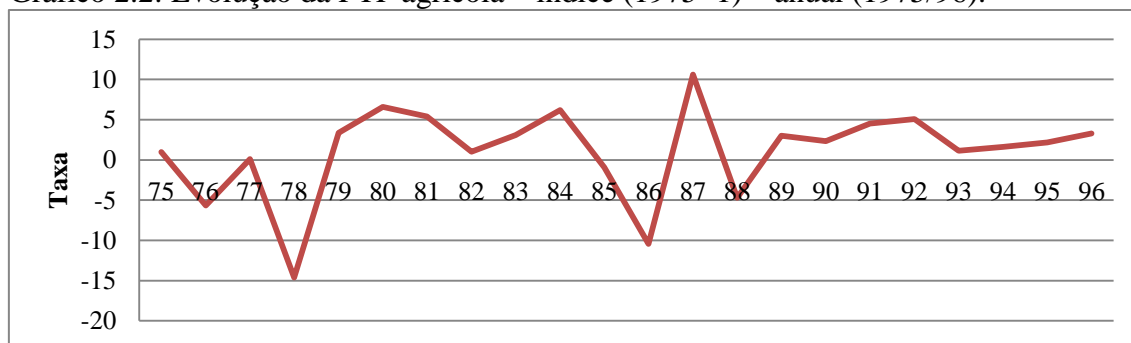
Conceição e Conceição (2005) mencionaram, a despeito dos investimentos realizados no setor agrícola, que a forte intervenção estatal na agricultura brasileira pode ter induzido uma redução na eficiência econômica do setor. O caráter discricionário das políticas agrícolas acabou por elevar a variabilidade dos preços, da produtividade e da renda de parte significativa da produção. Relatam que alguns autores relacionam a PTF com a taxa de progresso tecnológico. A variação na produtividade total seria, nessa visão, consequência do desenvolvimento e da difusão de novas tecnologias ao longo da cadeia produtiva, fazendo com que uma dada quantidade de insumo gerasse maior volume de produto. Esta interpretação implica que os ganhos de produtividade decorrem apenas de melhorias técnicas. Entretanto, isso só seria verdadeiro se as firmas (produtores) estivessem produzindo em suas fronteiras de produção. Porém, como não operam necessariamente na fronteira de produção, o progresso técnico pode não ser o único responsável pelo aumento da produtividade dos fatores. Um substancial aumento na produtividade total dos fatores ainda pode ser conseguido pela melhor utilização da tecnologia existente, isto é, pelos ganhos em eficiência técnica.

De acordo com Marinho e Carvalho (2002), durante os anos 1970 e meados da década de 1980, as transformações ocorridas na agricultura brasileira, no que se refere à interiorização da ocupação, tecnificação e questão social no campo, deram-se principalmente devido à adoção de instrumentos de política, tais como o crédito rural subsidiado, a garantia de preços mínimos, a assistência técnica e a pesquisa. A partir de

1987, com o agravamento da crise fiscal e a consequente crise inflacionária brasileira, houve uma redução significativa dos gastos orçamentários destinados aos programas de incentivo à expansão da produção agropecuária.

Bonelli e Fonseca (1998), por sua vez, estimaram a PTF agrícola brasileira de 1975 a 1996. Entre os anos de 1979 e 1984, o crescimento anual da PTF agrícola variou entre 1,02% e 6,31%. Nos anos de 1985 e 1986, a PTF sofreu declínio, seguida de uma acentuada elevação de 10,6% em 1987. Em 1988 uma nova queda e no período de 1989 a 1996, outro momento representativo, variação positiva de 1,14% a 5,09% ao ano, conforme Gráfico 2.2.

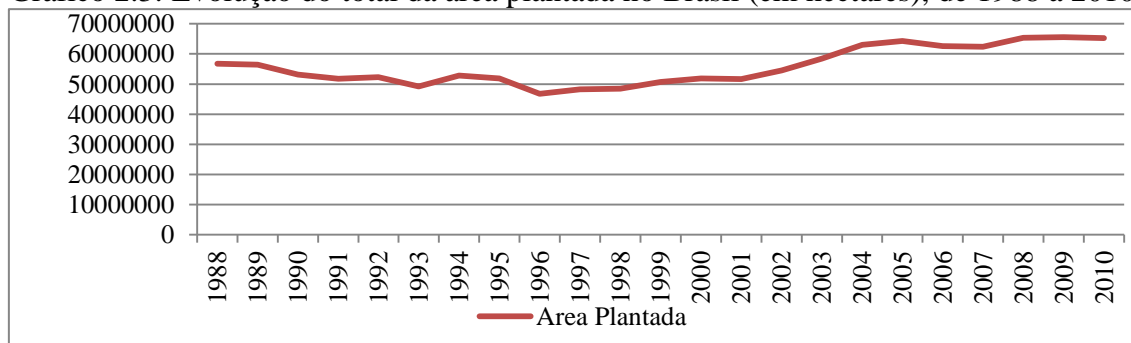
Gráfico 2.2: Evolução da PTF agrícola – índice (1975=1) – anual (1975/96).



Fonte: Bonelli e Fonseca (1998).

Já o Gráfico 2.3 mostra a evolução do total da área plantada no Brasil entre os anos de 1988 e 2010. A partir de 1996, a ocupação agrícola inicia seu viés de crescimento, passando de 46.740.230 hectares para 65.213.941 hectares de área plantada em 2010, o correspondente a 40% de ascendência no período, posterior a uma queda de 13%, de 1994 a 1996.

Gráfico 2.3: Evolução do total da área plantada no Brasil (em hectares), de 1988 a 2010.



Fonte: Elaborado pelos autores a partir do IPEADATA (2013).

Gasques e Conceição (1997), em suas análises sobre a PTF agrícola brasileira no período correspondente aos anos de 1976 a 1994, afirmaram que o ponto mais determinante relacionado à redução do crescimento da produtividade da agricultura é a acentuada mudança ocorrida na composição do produto agrícola. Afirmam que o aumento na participação de setores como frutas e produção animal não foi suficiente para evitar a queda do valor da produção agregada.

Assim, a produtividade de uma empresa é entendida como a relação entre as quantidades de seus produtos e insumos. Uma empresa mais ou menos produtiva precisa levar em consideração de que maneira a alocação de seus insumos produtivos está sendo eficiente. Para isso, faz-se necessário o estudo da eficiência nos processos produtivos e a mensuração das quantidades utilizadas desses insumos.

2.2 A Eficiência a partir da Estimação da Função de Produção

Os estudos sobre eficiência em economia têm como marco inicial o trabalho pioneiro de Farrel (1957), o qual se concentrou na medição da eficiência em virtude da utilização dos insumos. Pode-se inclusive examinar as fontes de crescimento da produtividade ao longo do tempo e as diferenças de produtividade entre países e regiões.

De acordo com Tupy e Yamaguch (1998), embora muitos autores considerem o crescimento da produtividade e a eficiência como sinônimos, existe um pequeno, mas crescente grupo, que distingue os dois conceitos. O crescimento da produtividade pode ser definido como a mudança líquida no produto devido às mudanças na eficiência e mudanças tecnológicas, em que a primeira é a variação do produto observado em relação à sua fronteira, e a segunda representa o deslocamento da fronteira de produção.

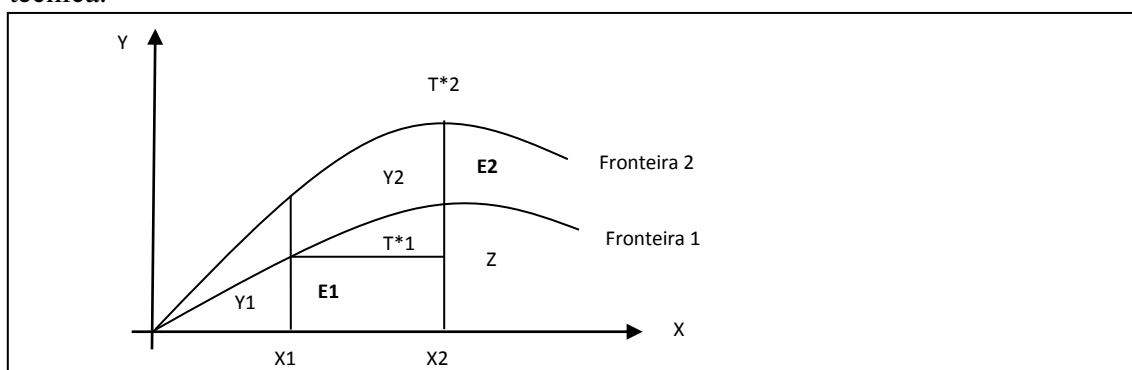
Segundo Conceição e Conceição (2005), a literatura recente tem apresentado avanços na obtenção das estimativas de eficiência a partir da estimação de funções de produção, utilizando, principalmente, a função fronteira de produção estocástica. A modelagem econométrica de funções de produção fronteira fornece um instrumento útil para a determinação de medidas de eficiência das firmas mais próximas da definição de função de produção usualmente encontrada nos livros-textos de microeconomia, isto é, a produção máxima que pode ser obtida a partir de um determinado conjunto de insumos, dada a tecnologia existente para as firmas envolvidas no processo produtivo.

Tratando-se da tradicional Teoria da Produção, o crescimento da produção consistia em movimentos ao longo da função de produção (decorrente do aumento no

uso dos insumos) e deslocamentos da função de produção (decorrente da mudança tecnológica). Assumia-se, dessa forma, que as firmas são perfeitamente eficientes no processo de produção. A taxa de crescimento da produtividade total dos fatores é igual à taxa de crescimento do produto total menos a taxa de crescimento do insumo total. Assim, a mudança tecnológica era considerada a única fonte de crescimento da produtividade total dos fatores; o efeito dos ganhos de eficiência no processo produtivo era ignorado (CONCEIÇÃO e CONCEIÇÃO 2005).

Contudo, a diferença entre a produção eficiente e o que está sendo realizado não é realista, já que existem diferenças entre os produtores, no que se refere ao conhecimento e à capacidade de uso de novas tecnologias, por exemplo. Isto é, alguns produtores podem ser mais eficientes do que outros. O modelo descrito neste estudo decompõe o crescimento da produtividade total dos fatores. O Gráfico 2.4, demonstrado por Conceição e Conceição (2005), descreve a diferença entre o crescimento da produtividade total dos fatores em mudanças técnicas e eficiência técnica.

Gráfico 2.4: Decomposição do crescimento da PTF em mudança técnica e eficiência técnica.



Fonte: Conceição e Conceição (2005).

Nos períodos 1 e 2, o produtor se defronta com as fronteiras de produção 1 e 2, respectivamente. Se o produtor for perfeitamente eficiente, a produção seria T^*1 , no período 1, e T^*2 no período 2. Caso um produtor produza Y_1 no período 1 e Y_2 no período 2, ele estará sendo ineficiente. A medida da ineficiência será dada pela distância entre a produção fronteira e a produção realizada, isto é, E_1 no período 1, e E_2 no período 2. O ganho de eficiência ao longo do tempo é a diferença entre E_1 e E_2 . A mudança tecnológica é medida pela distância entre a fronteira 2 e a fronteira 1, ou seja, $T^*2 - T^*1$. A contribuição do aumento no uso dos insumos é dada por Z (Gráfico 2.4).

Assim, o crescimento da produtividade total dos fatores pode ser decomposto em três efeitos: crescimento no uso dos insumos, mudança técnica e ganhos de eficiência, como pode ser observado na Equação 1.

$$Y_2 - Y_1 = (T^*2 - T^*1) + (E_2 - E_1) \quad (1)$$

Rivera e Constantin (2007) afirmaram que nem todos os produtores são tecnicamente eficientes, ou seja, nem todos os produtores conseguem utilizar a quantidade mínima de insumos requerida para produzir a quantidade desejada de produto, dada a tecnologia disponível. Os autores relatam que nem todos os produtores são capazes de minimizar os gastos necessários para produzir seus produtos.

3 METODOLOGIA

Nesta seção, será descrito o modelo de função de produção utilizado neste estudo, assim como a decomposição do índice de Malmquist. Também serão vistos quais componentes foram incorporados às análises de variação na produtividade total dos fatores na agropecuária brasileira.

3.1 Modelo de Fronteira Estocástica

Rivera e Constantin (2007) definem o modelo de fronteira de produção estocástica, na presença de ineficiências, como arcabouço teórico e prático, cujo objetivo é contribuir para definição e estimação de fronteiras de produção. Este método paramétrico trata a fronteira de produção como um erro aleatório. Diferentemente do método não paramétrico, como o DEA, que assume uma fronteira determinística, a abordagem de fronteira estocástica permite que desvios da fronteira representem ambos, ineficiência e um ruído estatístico inevitável, com o intuito de ser uma abordagem mais próxima da realidade, dado que as observações normalmente envolvem erros aleatórios.

De acordo com Silva (2007), este método paramétrico de fronteira estocástica faz uso de técnicas estatísticas para estimar a fronteira de produção utilizada para caracterizar uma transformação eficiente de insumos e produtos e computar a sua eficiência relativa, sendo necessário, para tanto, impor uma forma funcional explícita

possivelmente restritiva para a tecnologia, assim como estabelecer hipóteses da distribuição sobre os componentes do erro, de modo a permitir a sua decomposição.

Coelli *et al.* (1998) definem a função de produção de uma unidade de produção i no período t como:

$$y_{it} = \exp(x_{it}\beta + v_{it} - u_{it}) \quad (2)$$

Essa função de produção pode ser rearranjada das seguintes formas:

$$y_{it} = \exp(x_{it}\beta + v_{it}) \exp(-u_{it}) \text{ ou } \ln y_{it} = x_{it}\beta + v_{it} - u_{it}$$

em que y_{it} é o vetor de quantidades produzidas (*outputs*); x_{it} é o vetor de insumos (*inputs*) utilizados na produção; e β é o vetor de coeficientes a serem estimados (parâmetros); estes definem a tecnologia de produção.

Segundo Marinho e Carvalho (2002), a principal vantagem de se considerar uma análise de fronteira estocástica é que, ao contrário de outros métodos, este introduz um componente de erro para representar ruídos, erros de medida. Além do mais, permite a decomposição do desvio de uma observação em dois componentes: os ruídos aleatórios e os efeitos de ineficiência técnica da produção.

Rivera e Constantin (2007) descrevem o Método dos Quadrados Ordinários (MQO), baseados no artigo de Battese e Coelli (1992 e 1995), como um teste simples para identificar a presença de ineficiência técnica nos dados. Admitem que se $u_i = 0$, então $\varepsilon_i = 0$. Desta forma, o termo de erro é simétrico, e os dados não evidenciam a presença de ineficiência técnica. Entretanto, se $u_i > 0$, então a distribuição de $\varepsilon_i = v_i - u_i$ é negativamente assimétrica e há evidências de ineficiências técnicas nos dados. Desse modo, o termo μ_{it} quantifica ineficiência técnica ou a distância em relação à fronteira de eficiência.

Os autores Rivera e Constantin (2007) consideram ainda que, se μ_{it} possuir um valor mais próximo possível a zero, mais eficiente será a observação, afirmando assim que a presença de ineficiência técnica pode ser testada diretamente por meio dos resíduos do MQO.

Desse modo, ineficiência técnica como variante no tempo é expressa por:

$$\mu_{it} = [\exp(-\eta(t - T))]\mu_i \quad (3)$$

em que η positivo expressa que a ineficiência técnica será decrescente ao longo do tempo; já η negativo indica que a ineficiência será crescente; e se $\eta = 0$ ou nulo, observa-se uma ineficiência técnica que não varia no tempo.

Como, neste estudo, houve a preocupação de calcular as funções distância utilizadas na construção do índice de Malmquist para mensurar os fatores que influenciam a ineficiência técnica da produção agropecuária entre os anos de 1970 e 2006, a metodologia mais adequada é o método de fronteira estocástica, pois permite que os desvios em relação à fronteira sejam separados em ruídos e ineficiência.

3.2 Índice de Malmquist

Nishimizu e Page (1982) descreveram que a mensuração do crescimento da Produtividade Total de Fatores é a soma da variação no componente eficiência e a variação no componente técnica. Os autores analisaram o crescimento da produtividade total dos fatores, o progresso tecnológico, o progresso técnico e a variação da eficiência técnica na Iugoslávia, no período de 1965 a 1978. Descreveram que, a medida de eficiência pode ser calculada por meio das funções distância, para assim medir as variações na PTF entre dois períodos de tempo, s (período base) e t (período final), sendo definida por:

$$m_o(y_s, x_s, y_t, x_t) = \left[\frac{d_o^s(y_t, x_t)}{d_o^s(y_s, x_s)} \times \frac{d_o^t(y_t, x_t)}{d_o^t(y_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (4)$$

A primeira parte da equação 4 define a tecnologia no período s ; e a segunda parte, a tecnologia no período t . Carvalho (2003) relata que o cálculo dessa média dispensa a necessidade de impor restrições ou escolher arbitrariamente uma das duas tecnologias. Assim, se m_o assumir valor maior que a unidade, pode-se afirmar que ocorreu um crescimento na PTF entre os períodos considerados. Por outro lado, se m_o assumir um valor menor que a unidade, ocorreu um declínio.

Ainda segundo Carvalho (2003), a Equação 4 pode ser escrita da seguinte forma:

$$m_o(y_s, x_s, y_t, x_t) = \frac{d_o^t(y_t, x_t)}{d_o^s(y_s, x_s)} \left[\frac{d_o^s(y_t, x_t)}{d_o^t(y_t, x_t)} \times \frac{d_o^s(y_s, x_s)}{d_o^t(y_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (5)$$

em que a variação na eficiência técnica (ET) é dada por:

$$ET = \frac{d_o^t(y_t, x_t)}{d_o^s(y_s, x_s)} \quad (6)$$

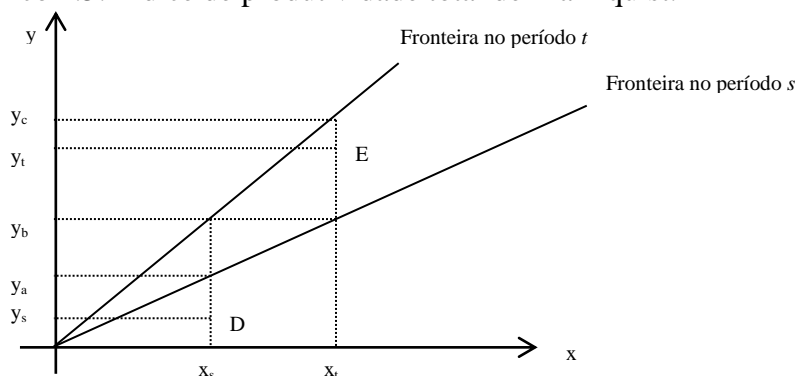
e a variação tecnológica (TE):

$$TE = \left[\frac{d_o^s(y_t, x_t)}{d_o^t(y_t, x_t)} \times \frac{d_o^s(y_s, x_s)}{d_o^t(y_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (7)$$

A notação $d_o^s(y_t, x_t)$ representa a distância da observação do período t em relação à tecnologia do período s .

Carvalho (2003) ilustra onde se apresenta a tecnologia de produção, sob retornos constantes de escala, se considerado um único produto e um único insumo. A firma produz nos pontos D e E, nos períodos s e t , respectivamente. Em cada período, a firma opera abaixo da tecnologia, sendo ineficiente em ambos os períodos, como pode ser observado no Gráfico 2.5. O índice de Malmquist é a média geométrica de dois índices da PTF. O primeiro, como já foi dito, é avaliado em relação à tecnologia do período s ; o segundo, em relação à tecnologia do período t .

Gráfico 2.5: Índice de produtividade total de Malmquist.



Fonte: Carvalho (2003).

3.3 Base dos Dados

Os dados foram coletados no IBGE por meio do Censo Agropecuário de 1970 a 2006, em uma série temporal de 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/96 e 2006, assim como pelo IPEADATA – esses foram reordenados em painel para estimar a função de produção. Os resultados da estimação do modelo de regressão foram utilizados para decompor a PTF da produção agropecuária nacional, por estado, a partir do índice de Malmquist.

Para área cultivada, pessoal ocupado, número de tratores e de estabelecimentos existentes na produção agrícola, a coleta de dados foi realizada exclusivamente no IBGE por meio do Censo Agropecuário. Já para o valor da produção agropecuária e investimentos, a pesquisa foi realizada no IPEADATA, que também utiliza como fonte o Censo Agro. Para a série 1970-1996, em mil reais de 2000, os valores da produção e dos investimentos foram corrigidos a preços de 2006 pelo Deflator do PIB.

Os estados brasileiros assumiram o papel das unidades de produção. Tocantins e Mato Grosso do Sul foram excluídos da amostra por não terem ofertado todos os dados da série temporal, formando hiatos. Faz-se necessário ainda, para melhor análise dos dados, que a equação a ser estimada seja linear.

A PTF é uma relação entre um índice de produto total e um índice de insumo total. Para o produto total, a variável y , utilizou-se o valor da produção agropecuária, incluindo a indústria rural. Os insumos x_1 , x_2 , x_3 , x_4 e x_5 (área cultivada, pessoal ocupado, número de tratores, investimentos e número de estabelecimentos) correspondem às variáveis independentes ou explicativas.

A terra, obtida a partir das áreas plantadas com lavouras permanentes e temporárias, correspondeu à área dos estabelecimentos agropecuários levantada pelo IBGE por utilização das terras, em hectares, por unidade da federação. Para os anos de 1970 a 1996, foram incluídas, no levantamento agropecuário, terras produtivas não utilizadas, assim como terras inaproveitáveis, fazendo com que a amostra não seja apenas de terras cultivadas. Para o ano de 2006, foram incluídas as áreas com tanguês, lagos, açudes e/ou águas públicas para agricultura, construções, benfeitorias e/ou caminhos, terras degradadas e terras inaproveitáveis.

Com relação à mão de obra, utilizou-se o total de pessoal ocupado em estabelecimentos agropecuários, por número de pessoas. A mão de obra corresponde ao

peçoal ocupado, incluindo os responsáveis e membros da família, empregados permanentes e temporários, parceiros e outras condições.

As informações sobre a quantidade utilizada de tratores em estabelecimentos agropecuários referem-se à utilização de máquinas e equipamentos, em unidades. Já os investimentos realizados no ano na produção agrícola representam a parcela da renda destinada ao aumento do estoque de capital. Esse foi calculado a partir da relação entre os gastos anuais com investimento em capital e o valor da produção do setor de lavouras. Investimentos e número de tratores representam o insumo capital.

O número de estabelecimentos retrata a ocupação das terras cultivadas. Os dados do Censo Agropecuário incluem também os estabelecimentos agropecuários sem declaração de área.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção, serão demonstrados os dados analisados pelo modelo de fronteira de produção estocástica. Primeiramente, são apresentados e analisados os testes de hipótese da forma funcional e da ausência de progresso técnico; em seguida, os resultados dos testes de máxima verossimilhança e os ajustamentos das fronteiras de produção. Assim, foi possível analisar como as variáveis explicativas influenciam na eficiência técnica da agropecuária brasileira. Posteriormente, serão discutidos os resultados da evolução da produtividade total dos fatores no país entre os anos 1970 e 2006 por meio do índice de Malmquist.

4.1 Testes de Hipótese

Seguindo a metodologia utilizada por Araújo *et al.* (2014), inicialmente se estima a função de produção na forma Cobb-Douglas e, em seguida, na forma translog, de maneira que seja possível comparar as duas funções por meio do Teste de Funcionalidade, para assim identificar qual a melhor forma funcional a ser usada no estudo.

O teste de funcionalidade tem por objetivo verificar a hipótese nula – de que a Cobb-Douglas é a forma adequada para representação dos dados, dadas as especificações da translog. Isto pode ser avaliado usando o teste de máxima

verossimilhança (*linkelihood-ration test*) e utilizando a tabela de Kodde e Palm (1986) para comparar os valores críticos e os resultados, em virtude dos graus de liberdade.

Coelli *et al.* (1998), tradução livre, explicam que – após estimados os dois modelos (Cobb-Douglas e translog) e verificados os respectivos valores de log-verossimilhança (LL), a partir do valor da estatística da verossimilhança generalizada (LR) – deve ser aplicado o teste de hipótese: H_0 : LL Cobb-Douglas e H_1 : LL translog. Assim, determinado por: $LR = -2 [\ln LL H_0 - \ln LL H_1]$. Se $LR > T_{KP}$ (Tabela de Kodde e Palm, 1986), rejeita-se H_0 ou, sendo o valor de LR menor que o valor crítico da estatística de valor da tabela de Kodde e Palm (1986), não se rejeita H_0 .

Já no Teste de Ausência de Progresso Técnico, considera-se que os coeficientes correspondentes às variáveis relacionadas ao tempo na função Cobb-Douglas são iguais a zero ou não. Dessa forma, tem-se: H_0 : beta referente ao tempo = 0 e H_1 : Cobb-Douglas completa. Assim, $LR = -2 [\ln LL H_0 - \ln LL H_1]$. Se $LR > T_{KP}$ (Tabela de Kodde e Palm, 1986), rejeita-se H_0 ; ou, da mesma forma do teste de funcionalidade, sendo o valor de LR menor que o valor crítico da estatística de valor da tabela de Kodde e Palm (1986), não se rejeita H_0 .

A Tabela 2.2 apresenta os resultados dos testes aplicados. Verifica-se que foi testada a forma funcional Cobb-Douglas equiparada ao modelo translog. A razão de verossimilhança comprova qual das duas funções possui a melhor forma funcional para o modelo, ou seja, testa-se a hipótese na qual todos os coeficientes de segunda ordem, como também os coeficientes dos produtos cruzados da função, são iguais a zero.

Observa-se que, como o valor de λ (-115,54) é menor que o valor crítico da estatística de valor da tabela de Kodde e Palm (1986), de 26,85 (quarta coluna da Tabela 2.2), não se rejeita H_0 . Pode-se assumir que o modelo mais apropriado para o estudo é a forma funcional Cobb-Douglas.

Escolhida a forma funcional, testou-se em seguida a ausência de progresso técnico. Como já descrito, estima-se o modelo na forma funcional e na ausência de PT. Como pode ser observado na terceira e quarta colunas da Tabela 2.2, o valor da estatística λ é menor que o valor crítico da tabela de Kodde e Palm (1986). Assim, não se rejeita H_0 , escolhe-se, entretanto, a função Cobb-Douglas sem progresso técnico como modelo mais apropriado a ser estimado.

Tabela 2.2: Teste de razão de verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção*.

Teste	Hipótese Nula	Valor de λ	Valor Crítico	Decisão (nível de 5%)
Forma Funcional	H ₀ : Cobb-Douglas	-115.54	26,85	Não rejeita H ₀
Ausência de PT	H ₀ : beta referente ao tempo = 0	-10.42	2.70	Não rejeita H ₀

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

* λ : Teste estatístico da razão de verossimilhança no qual $\lambda = -2 \{ \log [\text{verossimilhança } (H_0)] - \log [\text{verossimilhança } (H_1)] \}$. Este teste tem uma distribuição aproximadamente quiquadrado com graus de liberdade iguais ao número de restrições independentes.

4.2 Análise da Estimação da Fronteira de Produção

Como já foi dito, para o cálculo da PTF, utiliza-se o método paramétrico de fronteira de produção estocástica. Primeiramente, foi testado um modelo na forma funcional Cobb-Douglas, com e sem progresso técnico, com e sem a utilização das regiões brasileiras como *dummies*. Posteriormente, testou-se outro modelo da forma translog, nas mesmas circunstâncias da Cobb-Douglas. Assim também foi feito para uma função de produção com variáveis tecnológicas descritas por $Y = f(K, \lambda L)$ – nessa equação, a tecnologia (λ) é tida “Harrod neutra”. Para a função $Y = f(\lambda K, L)$, a tecnologia (λ) é tida “Solow neutra”. Em seguida, mais uma função estimada, descrita por $Y = \lambda f(K, L)$, em que a tecnologia é chamada “Hicks neutra”.

Como em Bragagnolo (2012), todas as equações descritas acima foram estimadas no período t . Em seguida, a estimação dos parâmetros das equações Cobb-Douglas e translog, com e sem progresso técnico, foi feita pelo método da máxima verossimilhança, o qual permite calcular as magnitudes das eficiências técnicas para cada um dos estados brasileiros em questão.

Conforme discutido anteriormente, os resultados dos testes de hipótese indicaram como modelo mais apropriado a função de produção Cobb-Douglas sem progresso técnico, com retornos variáveis de escala e distribuição half-normal, conforme equação 8.

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln A_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \beta_3 \ln T_{it} + \beta_4 \ln I_{it} + \beta_5 \ln E_{it} + v_{it} + u_{it} \quad (8)$$

O modelo de Fronteira Estocástica foi gerado a partir da tecnologia e insumos no período t . Em seguida, o modelo foi defasado para assim serem calculadas as Funções Distância e, posteriormente, a PTF agrícola a partir do Índice de Malmquist.

A Tabela 2.3 mostra os valores dos coeficientes, todos significativos no nível de 1%. O sinal negativo para β_1 e β_2 indica que há uma relação inversa na utilização da terra e do pessoal em função do valor da produção.

Tabela 2.3: Fronteira estocástica – resultados do modelo de eficiência*.

Coefficientes	Valores	Erros Padrão	z	P> z
Constante β_0	3,838439	0,6944452	5,53	0,000
Área β_1	-0,0093995	0,0537658	-0,17	0,861
Pessoal β_2	-0,4981044	0,2150332	-2,32	0,021
Tratores β_3	0,2366154	0,0444673	5,32	0,000
Investimentos β_4	0,4709715	0,0677725	6,95	0,000
Estabelecimentos β_5	0,7590198	0,1952131	3,89	0,000
$\ln\sigma_v^2$	-1,504913	0,1157194	-13,00	0,000
$\ln\sigma_u^2$	-10,64764	194,4839	-0,05	0,956
σ_v^2	0,4712075	0,0272639		
σ_u^2	0,0048741	0,4739673		
σ^2	0,2220603	0,0258088		
λ	0,0103439	0,4765164		

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

*Número de observações: 150; Log Verossimilhança: -99,974896; Prob> χ^2 : 0,000; Modelo frontier normal/modelo half-normal.

Como pode ser observado na Tabela 2.3, observa-se que as variáveis que contribuíram positivamente para o crescimento da produção agropecuária brasileira foram tratores, investimentos e estabelecimentos, com 0,23, 0,47 e 0,75 de elasticidade, respectivamente, com sinais esperados e estatisticamente significantes. Desta forma, pode-se inferir que políticas públicas que proporcionem investimentos e compras de equipamentos, como tratores agrícolas, são fundamentais ao estímulo da produção agropecuária no Brasil. No entanto, no modelo especificado neste estudo, a variável área não apresentou resultado significativo. De qualquer forma, esses resultados corroboram o que dizem autores como Marinho e Carvalho (2002), que estimaram o insumo terra em -0,258. No entanto, no modelo especificado neste estudo, a variável área também não apresentou resultado significativo.

A Tabela 2.3 mostra ainda que há uma relação inversa entre a produção agrícola e o pessoal ocupado na agricultura durante o período analisado, visto que o coeficiente é de -0,49, mesmo este sendo significativo a 2%. Esse resultado corrobora os estudos de Rivera e Constantin (2007), que obtiveram sinal negativo no coeficiente relacionado ao pessoal ocupado, mostrando relação inversa com o valor da produção. Contudo, seu nível de significância (0,021) é maior que o da área cultivada (0,861).

Gasques *et al.* (2010), por sua vez, afirmam que, se a taxa de crescimento anual da produtividade de mão de obra for superior ao crescimento da produtividade da terra, o aumento da produtividade da mão de obra foi mais decisivo que o aumento da produtividade da terra para determinar o crescimento da produtividade total dos fatores, embora a produtividade da terra faça parte da composição do crescimento da produtividade do trabalho no Brasil.

4.3 Produtividade Total dos Fatores

A partir dos resultados da estimação do modelo, assim como da aplicação da metodologia já descrita, possibilita-se a decomposição da produtividade total dos fatores a partir do Índice de Malmquist, descrito na seção 3.2 em ordem decrescente.

Os dados apresentados na Tabela 2.4 mostram a produtividade total média da agropecuária brasileira para 25 estados – Tocantins e Mato Grosso do Sul foram retirados da amostra por não disporem de todos os dados da série temporal – entre os anos de 1970 e 2006.

Como discutido anteriormente, a produtividade total média foi obtida por meio do Índice de Malmquist, a partir da variação da eficiência técnica (ET) e da variação tecnológica (TE).

Verifica-se na Tabela 2.4 que os melhores desempenhos entre os estados são atribuídos a Mato Grosso (137%), Rio Grande do Norte (102%), Amapá (88%) e Piauí (82%). Os demais estados variaram entre 68% (Paraíba) e 31,5% (Bahia). Os piores desempenhos são dos estados do Amazonas (30%), Paraná (27%), Santa Catarina (23%), Espírito Santo (19%) e Rondônia (6,5%), este muito aquém das demais unidades da federação.

De certa forma, esses resultados corroboram o que diz Bragagnolo (2012). Este autor, ao analisar a evolução da PTF agrícola nas regiões brasileiras, encontrou resultados semelhantes aos deste estudo para o estado do Mato Grosso. Segundo o pesquisador, no início do período em análise (1970), a agricultura no Centro-Oeste consistia basicamente na agricultura de subsistência, com pouca influência da agricultura comercial, e a utilização de insumos modernos de alta produtividade era diminuta. Dessa forma, o potencial de crescimento – na forma de disponibilidade de terra e hiato tecnológico – desta região era muito superior ao das demais regiões, o que acabou se confirmando no final do período em análise (2006).

Os estados do Rio Grande do Norte, Amapá e Piauí também expressaram uma evolução da PTF agrícola durante o período em estudo. Em se tratando do Piauí, especificamente do sul piauiense, esse resultado é compatível com o fato de que o estado se tornou, nos últimos anos, uma fronteira agrícola que apresenta grande crescimento da área plantada, na forma de grandes unidades produtivas. A evolução da PTF agrícola do Piauí em 1975 foi de 1,25%; no final do período em análise, 2006, esse valor foi expresso em 3,64%, um crescimento de 191,2%. Já o estado do Rio Grande do Norte expressa-se além, com variação de 232,81% em sua PTF de 1975 a 2006 (Tabela 2.4).

Tabela 2.4: Decomposição da PTF por estado medida pelo índice de Malmquist (1970 a 2006).

Estado	ACUMULATIVO POR ESTADO		
	Varição Tecnológica	Eficiência Técnica	PFT Malmquist
Mato Grosso	2.372.435	0.999909	2.372.219
Rio Grande do Norte	2.022.879	0.99991	2.022.696
Amapá	1.886.498	0.999919	1.886.345
Piauí	1.827.096	0.999917	1.826.945
Paraíba	1.681.054	0.999911	1.680.903
Sergipe	1.605.854	0.999907	1.605.705
Rio de Janeiro	1.530.686	0.999903	1.530.538
Goiás	1.514.661	0.999903	1.514.515
Distrito Federal	1.500.149	0.999896	1.499.993
Acre	1.485.227	0.999927	1.485.119
Pará	1.478.878	0.999915	1.478.752
Ceará	1.471.075	0.999913	1.470.947
Minas Gerais	1.206.046	1.206.046	1.454.546
Rio Grande do Sul	1.432.552	0.999899	1.432.407
Alagoas	1.416.925	0.999907	1.416.793
Roraima	1.340.307	0.999921	1.340.202
Pernambuco	1.325.686	0.999911	1.325.568
São Paulo	1.325.473	0.999897	1.325.336
Maranhão	1.323.402	0.999919	1.323.295
Bahia	1.315.155	0.99991	1.315.036
Amazonas	1.296.631	0.999926	1.296.535
Paraná	1.270.755	0.999899	1.270.627
Santa Catarina	1.228.066	0.999895	1.227.937
Espírito Santo	1.174.755	1.011.441	1.188.195
Rondônia	1.065.797	0.999916	1.065.708
BRASIL	1.459593	1.007897	1.471119

Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

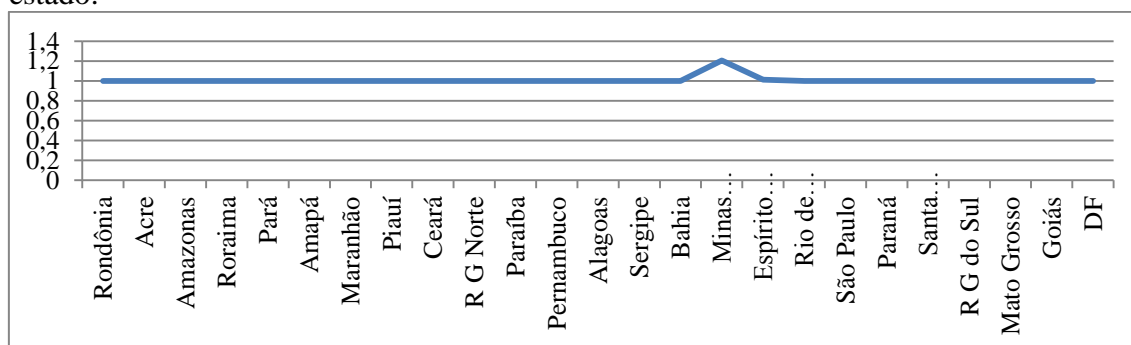
Ainda analisando a Tabela 2.4, estados importantes – no que se refere à fronteira agrícola – como Bahia, Minas Gerais e São Paulo, também apresentaram resultados esperados em relação à evolução da PTF. De 1975 a 2006, a Bahia cresceu 89,95%; Minas Gerais, 113,32%; e São Paulo, 54,18%. Segundo Bragagnolo (2012), esses estados, juntamente com Mato Grosso, Paraná e Rio Grande do Sul, correspondem à maior parte do PIB agropecuário brasileiro.

Neste estudo, estados como Paraná e Rio Grande do Sul apresentaram uma variação pequena na produção total dos fatores: 1,27% e 1,43%, respectivamente. Explica-se tal fato, por se tratar de estados que fazem parte de uma fronteira agrícola significativa para o país. Bragagnolo (2012) explica essa situação dizendo que a agricultura do sul do país se deparou com condições climáticas adversas nos anos de realização dos Censos Agropecuários, o que levou a quebras de safra significativas nos dois estados. As colheitas de grãos foram, especialmente, afetadas por más condições climáticas no Sul do Brasil durante as safras 2004/2005 e 2005/2006.

Em relação à eficiência técnica, terceira coluna da Tabela 2.4, apenas em Minas Gerais e no Espírito Santo ocorreram ganhos ao longo do período, já que os valores da variação são maiores que um: 1,20% e 1,01%, respectivamente. De acordo com Marinho e Carvalho (2002), neste sentido, ocorre o efeito *catching-up*, ou seja, estes estados estão se aproximando da fronteira tecnológica do país.

O Gráfico 2.6 mostra o índice acumulado de variação da ET. Como pode ser observado, Minas Gerais e Espírito Santo destacam-se dos demais estados – estes com valores muito próximos a um. Como se percebe, a evolução da ET se mantém quase que constante.

Gráfico 2.6: Índice acumulado (1970 a 2006) de variação da eficiência técnica por estado.

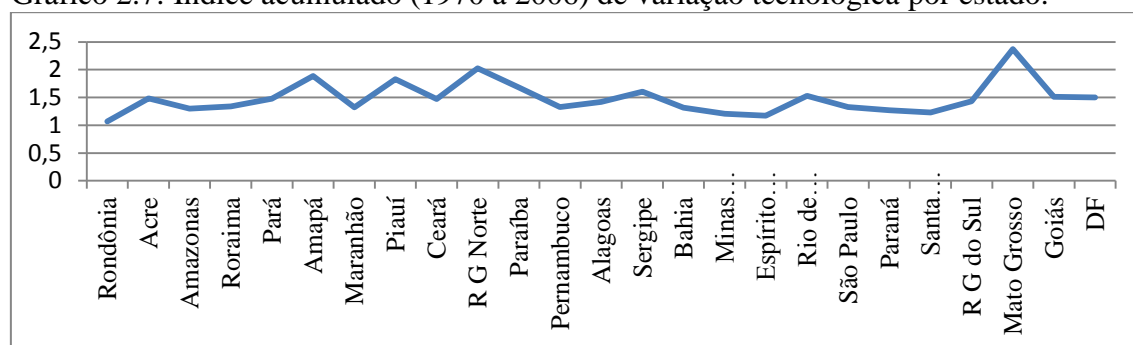


Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

Tratando-se da variação tecnológica, segunda coluna da Tabela 2.4, todos os estados apresentaram índices acumulados maiores que um, como expresso no Gráfico 2.7, sendo o melhor desempenho do Mato Grosso (137%), seguido por Rio Grande do Norte (102%) e Amapá (88%). Valores extremamente aproximados da variação da PTF, visto que a eficiência técnica possui valores muito próximos a um, exceto em Minas Gerais e Espírito Santo, como já foi mencionado. Assim, a PTF positiva é diretamente influenciada pela TE maior que um.

Marinho e Carvalho (2002) destacam que o efeito positivo das variações tecnológicas pode ser atribuído principalmente às alterações no padrão de composição do valor da produção.

Gráfico 2.7: Índice acumulado (1970 a 2006) de variação tecnológica por estado.



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

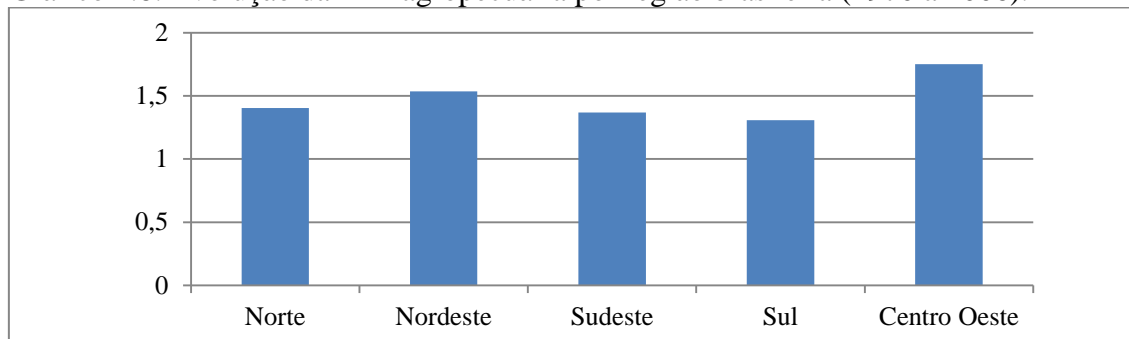
Para Marinho e Carvalho (2002), analisando a PTF agropecuária por região, ocorreram ganhos de produtividade em todas as regiões brasileiras. Os autores observaram que a magnitude desses ganhos se deveu principalmente à variação tecnológica ocorrida ao longo do período analisado. No estudo desses autores, as regiões que apresentaram os maiores ganhos de produtividade foram Centro-Oeste (13,6%), Sul (9,2%) e Nordeste (9%). Já para Bragagnolo (2012), a região Norte apresentou o maior crescimento da PTF dentre todas as regiões.

O Gráfico 2.8 mostra a região Centro-Oeste com maior ganho de produtividade total dos fatores (75%) para este estudo, corroborando o que disseram Marinho e Carvalho (2002), seguida, por sua vez, pelas regiões Nordeste (54%) e Norte (40%).

O resultado para Centro-Oeste e Norte é consistente com a expansão da fronteira agrícola nessas regiões ocorrida nas últimas décadas. Expansão essa executada por produtores procedentes de áreas de tecnologia mais avançada, como o Sul do país, os

quais levavam esse maquinário às novas áreas. Segundo Bragagnolo (2012), há trinta anos a atividade agrícola no Norte era praticamente nula.

Gráfico 2.8: Evolução da PTF agropecuária por região brasileira (1970 a 2006).



Fonte: Elaborado pelos autores com base nos resultados da pesquisa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao utilizar o modelo de Fronteira Estocástica, para assim decompor a evolução da Produtividade Total dos Fatores, por unidade da federação, medida pelo Índice de Malmquist, considerando as variáveis explicativas utilizadas neste modelo, área cultivada, pessoal ocupado, número de tratores, investimentos e número de estabelecimentos, a partir da regressão do modelo funcional Cobb-Douglas sem progresso técnico, com base nos dados do Censo Agropecuário no período de 1970 a 2006, pode-se constatar que essas variáveis tiveram impacto positivo na evolução da PTF agropecuária no Brasil.

Apesar de os estados terem apresentado resultados de crescimento bastante expressivos para os indicadores analisados, cabe ressaltar que a base de comparação pode ter influenciado esses resultados, devido ao fato de – mesmo positivo o percentual de 1,46% para o Brasil – a PTF estar abaixo da taxa de crescimento anual de produtividade total de fatores no Brasil obtida por outros autores, como Gasques *et al.* (2010), que apresentam uma PTF de 2,13% ao ano entre 1995 e 2006, e 2,33% entre 1970 e 1995.

Com base nos resultados obtidos, o modelo estimado revelou uma variação na PTF agropecuária por estado brasileiro positiva, sendo que as variações tecnológicas tiveram maior influência que as variações na eficiência técnica, no sentido de explicar os incrementos de produtividade.

Todas as regiões brasileiras acumularam ganhos de produtividade total, assim como obtiveram ganhos em relação ao índice acumulado de variação tecnológica. Todavia, apenas a região Sudeste apresentou índice maior que um em relação à variação de eficiência técnica (1,05%). As demais regiões apresentaram resultados muito próximos a um.

Deve-se ressaltar que a grande vantagem em decompor a PTF a partir do Índice de Malmquist é a possibilidade de também interpretar o índice acumulado de variação tecnológica por estado e região, assim como o índice acumulado de variação da eficiência técnica na elaboração das funções distância.

CAPÍTULO 3

MEDIDAS DE EFICIÊNCIA NA PRODUÇÃO DE MANGA NO VALE DO SÃO FRANCISCO

1 INTRODUÇÃO

A maior demanda por produtos agroalimentares de qualidade tem ocasionado mudanças significativas no comportamento da oferta de frutas no mundo inteiro. No cenário das atividades primárias, o cultivo de frutíferas coloca-se em destaque. Em consequência disso, a produção mundial de frutas frescas tem apresentado crescimento contínuo. Entretanto, os volumes de negociação permaneceram estáveis nos últimos anos (ANUÁRIO BRASILEIRO DA FRUTICULTURA, 2013).

Em 2012, no cenário mundial, a colheita foi calculada em 822,301 milhões de toneladas, com incremento de 9,509 milhões de toneladas sobre o montante do ano anterior. Já a área cultivada em 2012 foi ampliada em 1,088 milhão de hectares, passando de 71,997 milhões para 73,066 milhões de hectares (FAO, 2014).

O Brasil se destaca nesse cenário como um dos três maiores produtores de frutas frescas do mundo. Dados retratam que 43 milhões de toneladas foram produzidas em uma área de aproximadamente 2,5 milhões de hectares em 2012. As exportações saltaram de 296 mil toneladas em 1998 para 759 mil toneladas em 2010, representando um crescimento de 156,42% em 12 anos (IBRAF, 2014).

O Levantamento Sistemático de Produção Agrícola (LSPA) divulgou em fevereiro de 2014 as projeções de área, produção e produtividade para as principais frutas que compõem a cesta nacional brasileira. A partir desse levantamento, foi possível concluir que as exportações de melão tiveram um volume de 191,412 mil toneladas em 2013, o que corresponde a um crescimento de 5,31% em relação a 2012. A manga está em segundo lugar no *ranking* de exportações de frutas frescas, com queda de 3,93% no volume e alta de 7,19% na receita (IBRAF, 2014).

Algumas regiões do Brasil se destacam na produção de manga. Neste contexto, encaixa-se o Vale do Submédio São Francisco. O polo é produtor e exportador da fruta, concorrendo com seus produtos no mercado internacional. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), em 2012 o Nordeste foi responsável por 66,5% da produção nacional de manga, sendo a participação do município de Petrolina,

em Pernambuco, de 22,21% e de Juazeiro, na Bahia, o correspondente a 26,23%. No entanto, a variação percentual de 2008 a 2012, tratando-se de Nordeste, foi de queda de - 4,2% (IBGE/PAM, 2012).

Diante desse cenário, a questão central deste estudo é identificar os componentes de eficiência técnica na produção de manga no Vale do Submédio São Francisco, em específico no Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho. Assim, o objetivo deste capítulo é analisar o nível de eficiência técnica dos produtores de manga do projeto de irrigação.

A metodologia utilizada foi a estimação de Fronteira de Produção Estocástica para o ano agrícola de 2012/2013 junto a 85 produtores de manga. A função de produção foi composta pela quantidade produzida (kg), sendo o fator de produção área (ha), os custos (R\$) com insumos, capital e mão de obra as variáveis explicativas do modelo.

A coleta de dados foi secundária, realizada na Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária em Petrolina (Embrapa Semiárido). O estudo das variáveis deu-se por meio do modelo econométrico paramétrico de Função de Produção Estocástica. A vantagem dessa abordagem encontra-se no fato de que a PTF pode ser decomposta em componentes que caracterizam o processo de produção geral. Assim, o procedimento utilizado possibilita a identificação dos componentes de eficiência técnica.

Este estudo mostra-se relevante por apresentar a situação atual da eficiência técnica dos produtores da região, assim como a visão da importância da produção e comercialização de manga para a economia do Brasil e do Vale, visto que, por meio da mensuração da eficiência técnica, é possível verificar também as variáveis causadoras da eficiência ou ineficiência na produção.

Espera-se, assim, que as evidências empíricas apresentadas neste estudo possam colaborar com a produção de manga na região, haja vista que os produtores podem observar formas de se tornar mais eficientes e competitivos. Ademais, análises podem ser feitas por gestores e governantes responsáveis por políticas públicas, para que estes ajam visando aumentar a competitividade da mangicultura e assim gerar emprego e renda.

O capítulo compõe-se de cinco seções. Na seção 2, faz-se uma breve explanação sobre produtividade e eficiência, assim como se analisa o mercado de manga no Brasil e no Vale. Na seção 3, descreve-se a região geográfica do estudo, a base de dados, além do modelo econométrico utilizado. Na seção 4, apresenta-se inicialmente a escolha da

distribuição assimétrica utilizada, em seguida os resultados da estimação do modelo, assim como as medidas de eficiência técnica. Por fim, a última seção é dedicada às considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Esta seção abordará a produtividade total dos fatores (PTF) e eficiência. Em seguida, apresentam-se as informações sobre o mercado frutícola e de manga no Brasil e no Vale do São Francisco, cenário de estudo desta pesquisa.

2.1 Produtividade e Eficiência

Diferenças de produtividade derivam de diferenças na tecnologia de produção, na eficiência do processo de produção e no ambiente onde a produção ocorre. Assim, a eficiência produtiva de um sistema de produção pode ser definida como o quociente entre a relação produto-insumo observada e a relação produto-insumo ótima. Enquanto a eficiência técnica se refere ao conjunto ótimo de possibilidades (Lambert, 2010).

Tratando-se de eficiência na produção agrícola, percebe-se que a avaliação do desempenho dessas unidades de produção acarreta a análise da produtividade. Coelli (1995) expõe duas formas de se obter o aumento de produtividade: a primeira seria por meio de mudanças tecnológicas (novos fertilizantes, planos de rotação de cultura, entre outros), que causam um movimento ascendente da fronteira; e a segunda, por procedimentos que garantam uso mais eficiente da tecnologia (por exemplo, treinamento dos agricultores na tecnologia praticada), isso faz com que as unidades operem mais próximas à fronteira. Essas duas formas de melhoria da produtividade (progresso tecnológico e aumento de eficiência) requerem políticas de ação diferenciadas.

Para Toresan (1998), a análise da eficiência produtiva de unidades de produção agrícola, além de estabelecer instrumento de *benchmarking* para os agricultores, fornece subsídios importantes para pesquisa e extensão, na medida em que revelam as possibilidades de expansão da produção via melhoramento da eficiência e marcam as principais fontes de ineficiência. Consequentemente, quando se almejam estratégias, planejamentos e tomadas de decisões na produção, realiza-se avaliação da eficiência da unidade produtiva.

Bonelli e Fonseca (1998) estimaram a PTF para os setores industrial e agrícola do Brasil no período correspondente a 1975-1996. Os autores observaram que, entre 1979 e 1984, a taxa anual de crescimento da PTF agrícola esteve entre 4,5% e 5%, com exceção do ano de 1982, quando esteve próxima a 1%. Nos anos 1976, 1978, 1985, 1986 e 1988, a variação da PTF agrícola foi negativa. Para o período compreendido entre 1989 e 1996, a variação da PTF agrícola foi positiva, entre 1,1% e 5%, com média no período de 2,9%.

Segundo Gomes *et al.* (2003), a eficiência de uma unidade produtiva é examinada por meio da comparação entre os valores observados e os valores ótimos de seus produtos (*outputs*) e recursos (*inputs*). Ainda segundo os autores, tal comparação pode ser realizada de forma sintetizada pela razão entre a produção observada e a produção potencial máxima alcançável, dados os recursos disponíveis, ou pela razão entre a quantidade mínima necessária de insumos e a quantidade efetivamente empregada, dada a quantidade de produtos gerados.

Gasques *et al.* (2010) afirmaram que o aumento da produtividade foi o principal fator de estímulo ao crescimento da agricultura brasileira. Utilizando o índice de Tornqvist, mostraram que, entre 1975 e 2008, o índice do produto da agropecuária brasileira passou de 100 para 336, enquanto o índice dos insumos passou de 100 para 107. Os autores argumentaram que esses números refletem um crescimento baseado essencialmente nos ganhos de produtividade, devido à grande diferença entre crescimento do produto e crescimento do uso de insumos. Concluíram que o crescimento anual da PTF para o período compreendido entre 1975 e 2008 foi de 3,7% ao ano no Brasil.

Souza *et al.* (2011) avaliaram a eficiência técnica da produção agrícola de 27 estados brasileiros. Foram usados dados dos Censos Agropecuários de 1995/96 e de 2006. Utilizaram também um modelo de fronteira estocástica com distribuição half-normal, incluindo efeitos técnicos. O modelo ajustou-se bem aos dados, com coeficientes de correlação de Pearson de 97% entre os valores preditos e observados. O estado de Santa Catarina apresentou a maior eficiência técnica em ambos os censos, já Tocantins apresentou a mais baixa.

Souza *et al.* (2011), analisando a eficiência técnica e de escala nas cooperativas agropecuárias do Paraná, demonstraram que as cooperativas agropecuárias de grande porte foram mais eficientes do que as de pequeno porte. Entre os principais fatores que influenciaram a eficiência nas cooperativas, destacam-se as aplicações de capital

próprio (patrimônio líquido) e os prazos de pagamento menores. Em síntese, para atingir maiores níveis de competitividade, é necessário que as cooperativas desenvolvam práticas bem definidas de capitalização.

Bragagnolo *et al.* (2012) analisaram também a produtividade agrícola para o Brasil, verificando os impactos dinâmicos dos fatores de produção capital, trabalho e terra no produto agrícola. Os autores fizeram uso de uma estratégia empírica baseada em um modelo econométrico VAR estrutural para o período compreendido entre 1972 e 2009. Os resultados demonstraram que o fator de produção com maior influência sobre o produto é o Capital. Os resultados indicaram, ainda, que, à medida que a PTF cresce, o trabalho diminui e que, portanto, a modernização da agricultura trouxe inovações tecnológicas poupadoras da mão de obra.

Nascimento *et al.* (2012), que estudaram a influência de variáveis técnicas e econômicas sobre os índices de eficiência técnica dos produtores de leite de Minas Gerais, utilizaram a técnica de regressão quantílica, na qual os índices de eficiência técnica foram estimados com base em um modelo de fronteira estocástica por meio dos dados de 875 produtores de leite coletados no ano de 2005. Os principais resultados revelaram, na fronteira de produção, que possivelmente está havendo utilização extensiva do fator terra.

Diversos outros autores utilizaram a metodologia paramétrica de fronteira de produção estocástica para medir a eficiência no setor agrícola, como Gazzola (2011), Helfand *et al.* (2011) e Alves *et al.* (2012). Assim, constata-se, pelas várias publicações científicas citadas, que, quando se tem por objetivo realizar uma avaliação de eficiência técnica no setor agrícola, a metodologia *Frontier Analysis* mostra-se adequada.

2.2 O Mercado de Manga

Desde o surgimento da agricultura, o sistema econômico mundial dos países subdesenvolvidos vem fazendo dos produtos cultivados em suas nações o principal gerador de divisas. No Brasil, essa vertente não foi diferente. Dados da Secretaria de Comércio Exterior (SECEX) mostram os produtos agrícolas entre os principais produtos exportados pelo país, sendo a soja a primeira colocada desse *ranking*, com participação de 13,94% no período de janeiro a maio de 2014 (MDIC/SECEX, 2014).

Entre os países produtores de frutas frescas, China, Índia e Brasil se destacam, colheram, juntos, em 2012, o correspondente a 357,761 milhões de toneladas, o que

equivale a mais de 40% do total da produção mundial. Quase toda a produção dos três países é destinada ao consumo interno. Entretanto, Chile e Peru são os países que se destacam como exportadores, visto que produzem além da sua demanda interna (FAO, 2014).

O Quadro 3.1 mostra a produção de frutas frescas no Brasil, China e Índia em milhões de toneladas em 2012. Como pode se observar, a China está em primeiro lugar no *ranking* de produção, com 224,816 milhões de toneladas; seguida pela Índia, com 83,032 milhões de toneladas. Já o Brasil se coloca na terceira posição, com 43,912 milhões de toneladas de frutas produzidas em 2012 (FAO, 2014).

Quadro 3.1: Produção de frutas frescas em 2012 (t).

PAÍS	PRODUÇÃO (T)
China	224,816
Índia	83,032
Brasil	43,912

Fonte: FAO (2014).

Tratando-se de Brasil, o Quadro 3.2 mostra a produção frutícola por estado da federação, fazendo um comparativo entre os anos de 2011 e 2012. Como observado, o maior estado produtor em 2011 foi São Paulo, com 19.186.648 toneladas. No entanto, a variação percentual entre 2011/2012 foi de - 10,63%. O mesmo aconteceu com Bahia e Pernambuco, apresentando quedas de - 12,10% e - 12,43%, respectivamente. Já os estados Amapá, Goiás, Mato Grosso, Minas Gerais, Pará, Paraná, Rio de Janeiro, Rio Grande do Norte, Rondônia, Roraima, Santa Catarina, além do Distrito Federal, apresentaram variação percentual positiva, obtendo o estado do Amapá um crescimento considerável de 24,97%.

Quadro 3.2: Produção frutícola nacional por estado em 2011 e 2012(t).

Estado	2011	2012	$\Delta\%$ (2011/2012)
Acre	114.024	113.600	-0,37%
Alagoas	186.064	149.833	-19,47%
Amapá	35.017	43.759	24,97%
Amazonas	385.202	377.349	-2,04%
Bahia	5.401.625	4.748.262	-12,10%
Ceará	1.374.645	1.350.537	-1,75%
Distrito Federal	34.345	41.657	21,29%
Espírito Santo	1.176.776	1.139.480	-3,17%
Goiás	759.792	794.268	4,54%
Maranhão	219.196	202.879	-7,44%
Mato Grosso	216.991	221.406	2,03%
Mato Grosso do Sul	69.896	68.712	-1,69%
Minas Gerais	2.690.450	2.839.682	5,55%

Pará	1.656.800	1.743.095	5,21%
Paraíba	854.672	813.976	-4,76%
Paraná	1.567.826	1.715.517	9,42%
Pernambuco	1.392.855	1.219.778	-12,43%
Piauí	155.300	140.220	-9,71%
Rio de Janeiro	673.832	722.749	7,26%
Rio Grande do Norte	861.191	945.743	9,82%
Rio Grande do Sul	2.778.620	2.677.720	-3,63%
Rondônia	93.682	96.754	3,28%
Roraima	59.520	68.172	14,54%
Santa Catarina	1.529.837	1.578.662	3,19%
São Paulo	19.186.649	17.146.263	-10,63%
Sergipe	1.270.095	1.254.952	-1,19%
Tocantins	209.275	201.570	-3,68%
Total	44.954.176	42.416.590	-5,64%

Fonte: IBGE/Elaboração IBRAF (2014).

Já o Quadro 3.3 compara, em 2013 e 2012, os três principais produtos frutícolas exportados pelo país, melão, manga e banana, em receita total (US\$ FOB) e volume de produção (kg). No comparativo 2013/2012, a receita total de manga teve um acréscimo de 7,19%; entretanto, o volume de produção, comparando os dois períodos, foi de queda, correspondente a - 3,93%. Essa queda de produção, inversamente proporcional à receita, mostra que houve uma variação positiva no preço do produto, e não um aumento da produtividade (MDIC/SECEX, 2014).

Quadro 3.3: Exportações brasileiras de frutas em 2012 e 2013.

Frutas	2013		2012		Δ2013/2012	
	Receita (US\$ FOB)	Volume (kg)	Receita (US\$ FOB)	Volume (kg)	Receita (US\$ FOB)	Volume (kg)
Melão	147.579.929	191.412.600	134.114.090	181.767.594	10,04%	5,31%
Manga	147.841.604	122.009.290	137.588.916	127.009.229	7,19%	-3,93%
Banana*	35.192.167	97.976.479	34.504.534	92.972.951	1,99%	5,38%

Fonte: MIDIC/SECEX (2014).

*exceto banana-da-terra.

Segundo o Anuário Brasileiro da Fruticultura (2013), os exportadores de frutas frescas alcançaram valor recorde no mercado externo em 2013 e safra enxuta, proporcionando bons preços internos. Todavia, a manga, entre as principais frutas de exportação, possui grande participação também no mercado interno. Em 2013, sua receita foi de 147,5 milhões de reais. Contudo, em volume, como já foi mencionado, o resultado ficou aquém do esperado, quebrando uma trajetória que vinha crescendo desde 2009 (ANUÁRIO BRASILEIRO DA FRUTICULTURA, 2013).

O Vale do São Francisco é considerado o maior produtor brasileiro de manga do país. Porém, dados da Produção Agrícola Municipal (PAM) apontam decréscimo na

participação do Nordeste em relação à produção nacional. O Quadro 3.4 mostra a quantidade produzida de manga no Brasil entre os anos de 2008 e 2012, por região geográfica.

Como observado, em 2008 a participação do Nordeste em relação à quantidade produzida da fruta no cenário nacional foi de 70,7%, caindo para 66,5% em 2012. Essa queda também ocorreu nas demais regiões do país, como mostra o Quadro 3.4, exceto na região Sudeste, que apresentou crescimento de 4,9%.

Quadro 3.4: Quantidade produzida em toneladas de manga no Brasil, por região geográfica, nos anos de 2008 a 2012.

Ano	2008	2009	2010	2011	2012	Participação % em 2008	Participação % em 2012
N	5.316	5.269	3.875	3.609	2.132	0,5	0,2
NE	816.862	879.283	846.573	877.715	782.365	70,7	66,5
SE	314.605	297.341	325.813	355.316	377.819	27,2	32,1
S	13.087	11.467	9.645	9.706	9.674	1,1	0,8
CO	4.779	4.334	3.745	3.107	3.745	0,4	0,3
Brasil	1.154.649	1.197.694	1.189.651	1.249.453	1.175.735	100	100

Fonte: IBGE/PAM (2014).

Ainda focando o cenário nacional, o crescimento da quantidade produzida de manga é de, aproximadamente, 2% no período dos quatro anos em análise (Quadro 3.4). Crescimento demasiado, se se considerar o mercado latino-americano, como o Peru, que, a cada ano, aumenta a exportação de manga e possui menores custos de produção e maior facilidade de acesso a mercados por via marítima (LIMA, 2013).

Mesmo com receita total crescente, a manga deixou de ser a principal fruta brasileira a ser exportada. O menor volume de vendas reflete a restrição de oferta decorrente da queda da produção, relacionada a fatores climáticos no Submédio São Francisco, especialmente no primeiro semestre de 2013. Já no município de Livramento de Nossa Senhora, região baiana também produtora de manga, a baixa disponibilidade de água para irrigar afetou a produtividade e a qualidade dos frutos. Em São Paulo, baixas temperaturas e ventos fortes no inverno afetaram a primeira florada, reduzindo a oferta. Em algumas áreas, houve redução no espaço de cultivo. Isso refletiu em alta nos preços da fruta (ANUÁRIO BRASILEIRO DA FRUTICULTURA, 2013).

O Quadro 3.5 levanta informações sobre a área cultivada nas principais regiões brasileiras produtoras de manga em 2012 e 2013. O Vale do Submédio São Francisco, representado no quadro pelos municípios de Juazeiro (BA) e Petrolina (PE), possuiu a maior área plantada em 2013, o equivalente a 25.000 hectares.

O que não pode deixar de ser salientado em relação à região de Andradina (SP) é o significativo decréscimo de - 45,2% da variação percentual da área plantada no comparativo 2013/2012. Livramento de Nossa Senhora (BA) também apresentou queda (- 9,6%); contudo, esse decréscimo foi bem menos representativo do que em São Paulo.

Quadro 3.5: Variação percentual entre os anos 2013/2012 da área plantada pelas principais regiões produtoras de manga no Brasil*.

Região	Praças de coletas	Área plantada (ha)		
		2013	2012	Δ%
Petrolina (PE) e Juazeiro (BA)	Petrolina e Juazeiro	25.000	23.261	7,5%
Livramento de Nossa Senhora (BA) ¹	Livramento de N. Sra. e Dom Basílio	11.750	13.000	- 9,6%
Monte Alto e Taquaritinga (SP) ²	Monte Alto, Vista Alegre do Alto, Taquaritinga, Cândido Rodrigues, Fernando Prestes, Taiacu e Itápolis	7.382	7.191	2,7%
Andradina (SP)	Valparaíso, Mirandópolis, Andradina, Guaraçaí e Muritinga do Sul	655	1.196	- 45,2%
Jaíba e Janaúba (MG)	Jaíba, Janaúba e Montes Claros	5.100	5.000	2%

Fonte: CEPEA, 2014. Nota: *As estatísticas de produção divulgadas pelo Cepea não representam a área total cultivada em cada região. Os dados refletem a opinião dos principais agentes do setor e são consideradas as principais referências de mercado. ¹Os dados referentes ao plantio em Petrolina e Juazeiro consideram a área pública do perímetro irrigado da Codevasf e a área privada. ²Áreas obtidas considerando uma densidade de 40 m²/árvore para pés novos e 50 m²/árvore para pés em produção.

Com a expectativa de clima mais favorável para o Nordeste em 2014, a área cultivada deve se recuperar parcialmente no Vale. No entanto, os dados da PAM mostram um cenário diferente entre 2011 e 2012. Em Petrolina, a área colhida em 2012 foi de 7.900 hectares, assim como a área destinada à colheita. Em 2011, esse valor correspondeu a 7.880 ha, acréscimo de menos de 1%. Já no município vizinho, Juazeiro, em 2012, a área colhida correspondeu a 8.210 ha, valor menor que em 2011, 8.498 ha, o que corresponde a uma variação negativa de - 3,4%, como pode ser observado no Quadro 3.6. Esse relaciona os dados referentes à produção de manga em 2011/2012, tratando-se de área colhida (ha), área destinada à colheita (ha), quantidade produzida da fruta (t), rendimento médio (kg/ha) e valor da produção (mil reais) em Juazeiro e Petrolina (PAM, 2014).

Quadro 3.6: Produção de manga em Juazeiro e Petrolina em 2011 e 2012.

Variáveis	Juazeiro (BA)			Petrolina (PE)		
	2012	2011	Δ%	2012	2011	Δ%
Área colhida (ha)	8.210	8.498	- 3,4%	7.900	7.880	0,3%
Área destinada à colheita (ha)	8.210	8.498	- 3,4%	7.900	7.880	0,3%
Quantidade produzida (t)	205.250	212.450	- 3,4%	173.800	157.600	10,3%
Rendimento médio (kg/ha)	25.000	25.000	-	22.000	20.000	10%
Valor da produção (mil reais)	92.363	101.976	- 9,4%	129.020	104.016	24%

Fonte: IBGE/PAM (2014).

Ainda em relação ao Quadro 3.6, ao comparar os dois municípios produtores, Petrolina apresentou resultados melhores que Juazeiro. Observa-se que a variável valor da produção (mil reais) em Juazeiro apresentou decréscimo de - 9,4% de 2011 a 2012; nesse mesmo período, Petrolina obteve crescimento de 24%. Contudo, o preço (valor da produção/quantidade produzida) da manga comercializada em Juazeiro foi inferior ao preço do produto em Petrolina nos dois períodos. Em 2011, Juazeiro e Petrolina comercializaram a preços de R\$ 0,48 e R\$ 0,66, respectivamente; em 2012, R\$ 0,45 e R\$ 0,74, Juazeiro e Petrolina, respectivamente. Esse fator explica a maior receita total de Petrolina em relação a Juazeiro.

3 METODOLOGIA

Nesta seção será caracterizada brevemente a região geográfica do estudo do capítulo, o Vale do São Francisco, assim como será descrita a base de dados utilizada na pesquisa, bem como as estatísticas descritivas das variáveis explicativas do modelo. Será discutido também o modelo econométrico de fronteira estocástica de produção utilizado para mensurar a eficiência técnica dos produtores de manga no Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho.

3.1 Região Geográfica e Base de Dados

O São Francisco é o maior rio verdadeiramente nacional, com um volume de água superior ao do rio Nilo. Com cerca de 2.700 km de comprimento, concentra em suas margens 464 municípios e possui uma população de 13 milhões de habitantes (CODEVASF, 2014).

A subdivisão do Vale foi feita de acordo com seus desníveis e está assim definida: da nascente até Cachoeira de Pirapora – Alto São Francisco; de Cachoeira de Pirapora até a Barragem de Sobradinho – Médio São Francisco; da Barragem de Sobradinho até a Barragem de Xingó – Submédio São Francisco; da Barragem de Xingó ao Atlântico – Baixo São Francisco (CODEVASF, 2014). Este estudo foi realizado na Região do Submédio São Francisco, em virtude da localização do município de Petrolina, em Pernambuco, hospedeiro do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho.

São vários os projetos de irrigação ao longo do Submédio São Francisco, conforme exposto no Quadro 3.7. Como observado, o projeto Senador Nilo Coelho

corresponde à maior superfície total em hectares. Os mais antigos são Bebedouro e Mandacaru.

Quadro 3.7: Projetos de irrigação no Submédio São Francisco.

Perímetro	Município	Ano de Operação	Hectares
Bebedouro	Petrolina	1968	9.321
Curaçá	Juazeiro	1982	15.077
Mandacaru	Juazeiro	1968	823
Maniçoba	Juazeiro	1982	12.317
Senador Nilo Coelho	Petrolina	1984	40.763
Tourão	Juazeiro	1984	11.024

Fonte: CODEVASF – Divisão de Planejamento, 2014.

As informações relativas aos pequenos produtores de manga no Vale do São Francisco foram obtidas por meio de dados secundários na Embrapa Semiárido em Petrolina. A pesquisa de campo foi realizada pela Embrapa, financiada pela FACEPE (Fundação de Amparo à Ciência e Tecnologia do Estado de Pernambuco). Foram aplicados questionários junto a 85 produtores de manga no polo Petrolina-Juazeiro, durante os meses de outubro a dezembro do ano de 2013.

A pesquisa descreve dados de corte transversal para o ano agrícola de 2012/2013 com relação ao perímetro de irrigação Senador Nilo Coelho. A população total de produtores de manga do perímetro irrigado é de aproximadamente 650 produtores.

As Unidades Tomadoras de Decisão (DMUs) são os núcleos ou lotes de irrigação do projeto. Essas seguem a mesma utilização de *output* e *input*, o que muda é a intensidade de utilização dos insumos, ou seja, elas produzem o mesmo produto, realizam as mesmas tarefas, com os mesmos objetivos; portanto, são homogêneas.

A escolha das variáveis que formam a fronteira de produção foi baseada no fato de que a fronteira de produção precisa representar a capacidade máxima de *outputs*, esses são resultado das quantidades ótimas de insumos utilizados no processo de produção (LINS e CALOBA, 2006). A quantidade produzida, em quilos de manga por propriedade, é a variável dependente do modelo. As variáveis explicativas são área, insumos, capital e mão de obra.

A variável área representa o fator de produção terra, é a área colhida por propriedade em hectares. Os insumos são os custos com equipamentos terceirizados, os custos com máquinas, com adubos, inseticidas, condutores de água e com irrigação, estes a preços nominais.

O capital foi composto pelo valor dos equipamentos somado ao valor das benfeitorias realizadas nos lotes. Já a mão de obra é composta pelos custos totais com o trabalho, ou seja, o custo com a poda, com a colheita, os custos de comercialização da fruta, o custo com a mão de obra de fato e o custo com a mão de obra familiar. Para o cálculo do custo com a mão de obra familiar foi necessário tomar como referência o valor de mercado da hora trabalhada no campo, R\$ 4,375, visto que os proprietários não possuem salários fixados.

Foram analisados os produtores das variedades de manga Tommy Atkins, Palmer, Keitt, Kent e Espada. Essas variedades são as de maior representatividade na produção e exportação da Região. Além disso, as propriedades estudadas possuem até 11 hectares, registram ainda mínimo de 6 anos de atividade, representando, assim, o pequeno produtor agrícola situados no projeto Nilo Coelho.

Para calcular o tamanho da amostra, utilizou-se o método de amostras aleatórias simples. Considerando um erro amostral de 10% com significância de 95%, o tamanho da amostra foi de 85 produtores entrevistados. O modelo foi estimado com 73 observações; entretanto, foram retirados os *outlines*.

A escolha das entrevistas com agricultores de pequeno porte deveu-se a forte participação destes quando se considera o número de produtores que atuam na Região. Portanto, destaca-se que a amostra deve representar suficientemente os atributos da localidade e pode compendiar conclusões sobre os determinantes do nível de eficiência entre seus produtores.

Com a finalidade de delinear as variáveis estudadas na produção de manga do projeto Nilo Coelho, a Tabela 3.1 demonstra as estatísticas descritivas das variáveis produção, área, insumos, capital e mão de obra. A média, o erro padrão e o intervalo de confiança de 95%, assim como o coeficiente de variação podem ser observados na tabela a seguir.

Tabela 3.1: Estatísticas descritivas das variáveis (média e erro padrão).

Variáveis	Média	Erro padrão	Intervalo de confiança de 95%		Coeficiente de variação
Produção (kg)	63.365,32	5.738,10	51.926,63	74.804,00	0,82
Área (ha)	3,67	0,24	3,18	4,15	0,60
Insumos (R\$)	14.319,55	1.015,03	12.296,12	16.342,98	0,64
Capital (R\$)	53.911,79	5.029,02	43.886,62	63.936,97	0,85
Mão de obra (R\$)	10.234,28	856,84	8.526,21	11.942,36	0,76

Fonte: Dados da pesquisa.

Percebeu-se que a média da produção de manga para os 73 lotes foi de 63.365,32 kg, já a área colhida corresponde a 3,67 hectares em média, considerando que foram pesquisados produtores com área de até 11 há – esse valor médio é considerado baixo.

Os custos com insumos, capital e mão de obra obtiveram média de R\$ 14.319,55, R\$ 53.911,79 e R\$ 10.234,28, respectivamente. O maior custo médio em reais deu-se ao fator de produção capital, composto pelo valor dos equipamentos somado ao valor das benfeitorias realizadas nos lotes.

O coeficiente de variação, que mede o desvio-padrão em relação à média, expressa percentuais de 82%, 60%, 64%, 85% e 76% para produção, área, insumos, capital e mão de obra, respectivamente (Tabela 3.1).

3.2 Fronteira de Produção Estocástica

Segundo Kumbhakar e Lovell (2000), os modelos de fronteira de produção determinísticas ou estocásticas medem a produtividade técnica de processos com múltiplos produtos e fatores, e a produtividade econômica, quando pelo menos um dos preços não é conhecido.

A Eficiência Produtiva é medida pela distância entre o ponto onde a empresa está operando (neste estudo, as empresas são os núcleos/lotes do projeto de irrigação) e a fronteira tecnológica, medida que pode ser dividida em Eficiência Técnica e Alocativa.

O conceito de Eficiência Técnica (ET), apresentado por Farrell (1957), faz referência à quantidade produzida em função do uso dos fatores de produção, ou seja, quando a combinação do uso dos fatores de produção gera uma quantidade produzida abaixo da capacidade máxima de produção, caracterizando assim a Ineficiência Técnica.

Já a Eficiência Alocativa refere-se à melhor combinação de insumos possível diante dos preços desses elementos. Neste estudo, será analisada a eficiência técnica diante da utilização dos insumos na formação da quantidade produzida de manga no projeto de irrigação Senador Nilo Coelho.

Modelos paramétricos e não paramétricos são utilizados para mensurar a eficiência técnica das firmas. Nesse contexto, a Fronteira de Produção Estocástica é a mais difundida técnica paramétrica utilizada pelos pesquisadores. Dentre as técnicas não paramétricas, destaca-se a *Data Envelopment Analysis* (DEA).

Para os modelos *Frontier Analysis* e *Data Envelopment Analysis* não existe um consenso sobre qual o mais adequado. Um dos motivos é a comparabilidade entre eles no momento da escolha do melhor modelo.

Santos *et al.* (2004) justificam que, na metodologia DEA, nenhuma forma funcional explícita é imposta aos dados, podendo conter vieses se os dados utilizados possuírem ruídos estatísticos. Já as fronteiras de produção estocásticas incorporam o erro estatístico e impõem uma forma funcional explícita para a tecnologia.

Para Moreira e Fonseca (2005), o modelo DEA supõe a concavidade da função de produção e ignora o ruído contido no dado. Por outro lado, a *Frontier Analysis* (SF) considera o ruído, mas depende da especificação funcional da função de produção.

Kumbhakar e Lovell (2000) descrevem algumas vulnerabilidades do modelo de fronteira estocástica, como: *i*) o tamanho da amostra, pois para amostras pequenas não é possível distinguir a distribuição do ruído da distribuição da produtividade; *ii*) a proporção entre a variância da produtividade do ruído e da produtividade – $\gamma = \frac{\tau^2}{(\sigma^2 + \tau^2)}$, pois, quando esse parâmetro tende a 0, a distribuição de $(e - u)$ tende à distribuição normal, não sendo mais possível estimar as produtividades; e *iii*) o erro de especificação da forma funcional.

Neste estudo, utiliza-se a denominada análise de Fronteira Estocástica de Produção, que constitui um dos métodos adotados na literatura sobre ineficiência técnica, por meio do qual se obtém um dos componentes da Produtividade Total dos Fatores (PTF), denominado de Eficiência Técnica.

Coelli *et al.* (1998) justifica a escolha dos modelos paramétricos por meio de algumas propriedades: *i*) possibilita a realização de testes de hipóteses sobre os parâmetros das variáveis explicativas; *ii*) possibilita a inclusão de variáveis de controle para explicar a ineficiência técnica em apenas um estágio; e *iii*) permite a presença de ruídos aleatórios no ambiente em que a unidade tomadora de decisão opera.

Conforme Souza *et al.* (2010), embora o modelo de fronteira de produção estocástica apresente as vantagens descritas nas propriedades apresentadas por Coelli *et al.* (1998), ele exige a imposição de uma forma funcional *a priori* e de hipóteses acerca da distribuição do termo de ineficiência. Premissas que os modelos não paramétricos, como o DEA, não exigem. Contudo, as três propriedades descritas por Coelli *et al.* (1998) em relação às vantagens do uso da metodologia de fronteira de produção estocástica justificam a escolha por esse modelo de mensuração.

Ainda segundo Souza *et al.* (2010), não existe na literatura um consenso acerca de qual método é superior. Evidências apontam que ambos produzem, em muitos casos, resultados pouco robustos quando comparados a outros métodos.

No presente estudo, adota-se o modelo proposto por Battese e Coelli (1992) e Coelli *et al.* (1998). Dessa forma, o modelo de fronteira de produção estocástica pode ser descrito pela Equação 1. Essa equação define a função de produção de uma unidade de produção i no período t como:

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

essa função de produção pode ser rearranjada das seguintes formas:

$$y_{it} = \exp(x_{it}\beta + v_{it}) \exp(-u_{it}) \text{ ou } \ln y_{it} = x_{it}\beta + v_{it} - u_{it}$$

em que y_{it} é o vetor de quantidades produzidas (*outputs*) por lote irrigado no período t ; x_{it} é o vetor de fatores de produção (*inputs*) utilizados no período t ; e β é o vetor de coeficientes a serem estimados (parâmetros); esses definem a tecnologia de produção.

Como definem Battese e Coelli (1992) e Coelli *et al.* (1998), os termos v_{it} e u_{it} são vetores que representam componentes distintos do erro. O primeiro, v_{it} , refere-se à parte aleatória do erro, com distribuição normal, independente e identicamente distribuída, truncada em zero e com variância constante, σ_v^2 ($v \sim \text{iid N}(0, \sigma_v^2)$) – sendo esse termo a distribuição simétrica para captar os efeitos aleatórios de erros de medida e choques exógenos que fazem com que $f(x)$ possa variar entre as firmas.

Já o segundo termo, u_{it} , representa a ineficiência técnica, ou seja, a parte que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção, o que pode ser inferido pelo sinal negativo e pela restrição $u \geq 0$. São variáveis aleatórias não negativas com distribuição normal truncada em zero, independente distribuída (não identicamente) com média u_{it} e variância constante σ_u^2 , ou seja, ($u \sim \text{NT}(\mu, \sigma_u^2)$). É o termo do erro unilateral que capta a ineficiência e também faz com que $f(x)$ possa variar entre as firmas.

Assim, a eficiência técnica relativa à fronteira de produção estocástica é captada pelo componente unilateral do erro $\exp(-u)$, em que $u \geq 0$ assegura que todas as observações estejam situadas na fronteira ou abaixo dela. A ineficiência sobre os

parâmetros do modelo pode ser baseada nos estimadores de máxima verossimilhança $TE = e^{-u}$. Os componentes de erro são independentes entre si, e x_{it} é suposto ser exógeno; portanto, o modelo pode ser estimado pela técnica de máxima verossimilhança.

Ainda, se $u = 0$, a firma está operando na capacidade máxima de produção sobre a fronteira. Se $u > 0$, a firma é ineficiente e está produzindo menos do que as possíveis combinações do uso de seus insumos produtivos permitem. Sendo a Eficiência Técnica (ET) igual a um, as firmas são tecnicamente eficientes. Neste estudo serão considerados como eficientes os lotes que possuírem $ET \geq 0,90$.

3.3 Modelo Econométrico

Para o cálculo da eficiência técnica, utiliza-se o método de fronteira de produção estocástica, inicialmente proposto por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meusen e Broeck (1977), posteriormente aprimorado por Pitt e Lee (1981) e Schmidt e Sickles (1984).

De acordo com essa versão, modela-se uma forma funcional da fronteira de produção, juntamente com as hipóteses distribucionais sobre a ineficiência técnica e os distúrbios aleatórios, obtendo-se um estimador para cada um dos componentes da PTF e também um grau de eficiência técnica.

Primeiramente foi testado um modelo na forma funcional Cobb-Douglas, com distribuição half-normal. Em seguida, o mesmo modelo foi testado com distribuição assimétrica exponencial e gama, que, de acordo com o Critério de Informação de Akaike (CIA), será descrito e analisado no item 5.1. Adotou-se a função Cobb-Douglas com distribuição half-normal como melhor forma funcional consistente com os dados, conforme Equação 2.

$$\ln_y = \beta_0 + \beta_1 \ln_a + \beta_2 \ln_i + \beta_3 \ln_k + \beta_4 \ln_l + (u - v) \quad (2)$$

em que, \ln_y é o logaritmo natural da quantidade produzida de manga; \ln_a é o logaritmo natural da área colhida; \ln_i é o logaritmo natural dos insumos; \ln_k é o logaritmo natural do capital; e \ln_l é o logaritmo natural da mão de obra.

Santos *et al.* (2004) afirmam que, na função Cobb-Douglas, há facilidade de estimação econométrica, já que sua forma logarítmica é linear nos parâmetros. A função é homogênea, ou seja, os rendimentos de escala são determinados diretamente pela soma dos coeficientes de regressão iguais a um.

O uso do modelo de uma única equação é justificado ao se assumir que os agricultores maximizam os lucros esperados. Deste modo, a função de fronteira de produção Cobb-Douglas apresenta-se para os 73 núcleos de irrigação do projeto Senador Nilo Coelho.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção, será demonstrado o critério para seleção do modelo de distribuição assimétrica, serão discutidos os resultados da estimação do modelo e analisados os níveis de eficiência técnica na produção de manga por núcleo irrigado no Nilo Coelho.

4.1 Distribuição Assimétrica

Para estimar os coeficientes do modelo, utilizaram-se os estimadores de máxima verossimilhança; no entanto, foi necessário verificar qual distribuição assimétrica do termo de ineficiência era preciso assumir.

Para Coelli *et al.* (1998) não existe *a priori* razões distributivas para a escolha de uma forma sobre a outra, e todos têm vantagens e desvantagens. Como exemplifica Pascoe *et al.* (2003), definindo que as distribuições Exponencial e Half-normal têm um modo em zero, o que implica, em alta proporção, que as empresas são perfeitamente eficientes. Já a distribuição Truncada e a distribuição Gama usam dois parâmetros para permitir uma gama mais ampla de formas de distribuição, incluindo os modos diferentes de zero. No entanto, estes são computacionalmente mais complexos.

As análises empíricas sugerem que o uso da distribuição gama pode ser impraticável e indesejável na maioria dos casos; visto que encontrar a exigência para a estimativa de dois parâmetros na distribuição pode resultar problemas de identificação, e várias centenas de observações seriam necessárias para tais parâmetros serem determinados. Além disso, um máximo da função de log-verossimilhança não pode existir em algumas circunstâncias. No entanto, promove-se uma abordagem para

selecionar a distribuição, a fim de refletir a ineficiência técnica e o uso de um processo de geração de dados (PASCOE *et al.*, 2003).

Para identificar a melhor distribuição assimétrica para o modelo em questão, utilizou-se o Critério de Informação de Akaike (CIA), que, segundo Gujarati (2011), impõe uma punição mais dura que o R^2 ao acréscimo de regressores. Ao comparar dois ou mais modelos, o preferido será aquele que apresentar o menor valor de CIA.

A Tabela 3.2 mostra os resultados do teste de hipótese CIA para os modelos exponencial e half-normal, visto que ambos os modelos de distribuição assimétrica apresentaram resultados significativos. Para distribuição exponencial, o valor de AIC corresponde a 715.4881. Já para a distribuição half-normal esse valor diminui para 625.3241, ou seja, a escolha pela distribuição half-normal foi a mais apropriada para a estimação das variáveis, por esta apresentar menor valor de AIC.

Tabela 3.2: Critério de Informação de Akaike para modelo com distribuição assimétrica exponencial e half-normal.

Modelo	Obs.	AIC
Exponencial	73	715.4881
Half-normal	73	625.3241

Fonte: Dados da pesquisa.

4.2 Estimação do Modelo

Depois de analisado o modelo de distribuição assimétrica a utilizar, o modelo de fronteira de produção estocástica na forma funcional Cobb-Douglas, conforme equação 2 já descrita, foi estimado por meio dos testes de máxima verossimilhança. O modelo em distribuição half-normal, contendo 73 observações, chegou a resultado quiquadrado significativo. A Tabela 3.3 mostra os valores dos coeficientes, todos significativos no nível de 1%, com estatística de erro padrão baixíssima.

Como $u > 0$, todas as observações estão situadas na fronteira de produção ou abaixo dela. Contudo, esse estudo não indicará a distância entre a fronteira de produção ótima dos núcleos de irrigação não eficientes até a capacidade máxima de produção dos produtores eficientes.

A variância estimada do termo do erro unilateral σ_u^2 , que capta a ineficiência, corresponde a pouco mais de 1% do valor da distribuição assimétrica σ_v^2 para captar os efeitos aleatórios de erros de medida e choques exógenos. Ambas fazem com que $f(x)$ possa variar entre as firmas.

Tabela 3.3: Estimação do modelo de fronteira de produção estocástica com distribuição half-normal*.

Coefficiente	Valor	Erro Padrão	z	P > z/
Produção β_0	5.6507	1.68e-09	3.0e+08	0.000
Área β_1	0,5071	1.13e-09	4.2e+08	0.000
Insumo β_2	0,4788	5.25e-10	-8.1e+07	0.000
Capital β_3	-0.0426	1.48e-09	8.9e+07	0.000
Mão de obra β_4	0,1315	9.26e-09	6.1e+08	0.000
σ_v^2	-38.7883	0.0500	-775.68	0.000
σ_u^2	-0.3529	0.1596	-2.21	0.027
σ_v	3.78e-09	9.45e-11		
σ_u	0.8382	0.0669		
σ^2	0.7026	0.1121		
λ	2.22e+08	0.0669		

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *Número de observações: 73; Log-verossimilhança: -40.101965; Prob> χ^2 : 0.0000.

A Tabela 3.3 mostra o sinal negativo para o insumo Capital (β_3) com resultados significativos a 1%, ou seja, existe uma relação inversa na sua utilização pelos produtores, em função do valor da produção. Assim sendo, os investimentos em capital não refletem eficiência na produção. Esse resultado não corrobora os estudos de Bragagnolo *et al.* (2012), que analisaram a produtividade agrícola no cenário brasileiro de 1972 a 2009 e verificaram os impactos dos fatores capital, trabalho e terra, chegando ao resultado de que o fator de produção com maior influência sobre o produto é o capital.

Note ainda que o valor da estatística z para o coeficiente capital também se mostra negativa neste estudo, -8.1 e +07. Sugerindo que uma das variáveis responsáveis pela ineficiência dos produtores de manga do Vale do Submédio São Francisco seja mesmo o capital.

As variáveis que contribuem positivamente à produção de manga do projeto de irrigação Senador Nilo Coelho são área, insumos e mão de obra, com 0,50; 0,47 e 0,13 de elasticidade, respectivamente, com sinais esperados e estatisticamente significantes. O fator de produção área colhida (ha) representa o maior valor estimado, refletindo que pouco mais de 50% dos produtores dependem da melhor utilização desse insumo para serem eficientes. O custo (R\$) com equipamentos terceirizados, máquinas, adubos, inseticidas, condutores de água e irrigação, que formam a variável insumo, mostra-se também representativo, em torno de 47%.

Em Souza *et al.* (2011), que também avaliaram a eficiência técnica da produção agrícola por meio da fronteira de produção estocástica, contudo, o estudo foi direcionado aos estados brasileiros, por meio dos dados do Censo Agropecuário dos

anos de 1995/96 e de 2006 – as elasticidades dos insumos foram de, aproximadamente, 48% para mão de obra, 6% para área, 20% para capital e 16% para outros insumos. Entretanto, a elasticidade que não se apresentou estatisticamente significativa para os autores foi a da área, que, neste *output*, promoveu maior retorno à produção de manga.

4.3 Medidas de Eficiência Técnica

A partir da estimação da ineficiência, foi possível calcular os *scores* de eficiência que permitiram ordenar os núcleos do projeto de irrigação Senador Nilo Coelho de acordo com seu desempenho relativo. A preocupação aqui é com os determinantes de ineficiência, e não com a distância destes em relação à fronteira de produção, por isso não será utilizada nenhuma metodologia para o cálculo das funções distância. Contudo, os *benchmarks* entre as DMUs mais eficientes e as menos eficientes serão comparados.

Diante dos parâmetros estimados pelas variáveis dependentes do modelo, área, insumos, capital e mão de obra, foi possível o cálculo da medida de eficiência técnica dos núcleos irrigados dentro do projeto. Como em Santos *et al.* (2009), neste trabalho de pesquisa, foram considerados produtores eficientes aqueles que alcançaram níveis de eficiência acima de 0,90 e ineficientes os que obtiveram níveis abaixo desse valor.

O Quadro 3.8 mostra o *ranking* dos lotes de irrigação pesquisados, destacando os sete produtores tecnicamente eficientes, em negrito, e os sete menos eficientes. Os núcleos de irrigação 23, 29, 32, 34, 63, 27 e 2 apresentaram ET iguais ou muito próximas a um, o que indica que esses produtores estão operando a pleno emprego dos fatores de produção, ou seja, sob a curva de produção. Eficiência técnica igual a um (lotes 23, 29, 32, 34 e 63) comprova que os recursos destes produtores estão sendo maximizados para atingir resultados ótimos.

De certa forma, os resultados deste capítulo corroboram as investigações de Silva (2014), que utilizou a metodologia DEA para a mesma amostragem, sob a pressuposição de retornos constantes de escala (CCR). Verificou-se que, do total de produtores, apenas 2 foram tecnicamente eficientes, o que corresponde a 2,7% do total da amostra. Considerando-se os retornos variáveis de escala (BCC), observou-se que a eficiência técnica média aumentou 0,633. O número de produtores eficientes foi de 5 (cinco), o que corresponde a 6,9% da amostra (Quadro 3.8).

Quadro 3.8: *Ranking* de eficiência técnica por núcleo de irrigação.

<i>Ranking</i>	Lote	TE	<i>Ranking</i>	Lote	TE	<i>Ranking</i>	Lote	TE
1°.	23	1.0000	26°.	26	0.6798	51°.	15	0.4648
2°.	29	1.0000	27°.	57	0.6716	52°.	35	0.4390
3°.	32	1.0000	28°.	54	0.6401	53°.	52	0.4118
4°.	34	1.0000	29°.	56	0.6243	54°.	67	0.4007
5°.	63	1.0000	30°.	6	0.6242	55°.	11	0.3813
6°.	27	0.9610	31°.	41	0.6134	56°.	50	0.3734
7°.	2	0.9283	32°.	48	0.6053	57°.	60	0.3595
8°.	68	0.8796	33°.	37	0.5979	58°.	21	0.3542
9°.	72	0.8672	34°.	59	0.5946	59°.	65	0.3492
10°.	14	0.8631	35°.	43	0.5806	60°.	12	0.3197
11°.	42	0.8602	36°.	16	0.5638	61°.	9	0.3045
12°.	51	0.8600	37°.	20	0.5376	62°.	47	0.3001
13°.	25	0.8335	38°.	45	0.5354	63°.	46	0.2791
14°.	71	0.8323	39°.	10	0.5324	64°.	70	0.2768
15°.	22	0.8068	40°.	73	0.5301	65°.	4	0.2646
16°.	39	0.7983	41°.	40	0.5290	66°.	7	0.2602
17°.	3	0.7978	42°.	53	0.5246	67°.	64	0.2122
18°.	24	0.7918	43°.	17	0.5207	68°.	19	0.2099
19°.	18	0.7906	44°.	13	0.5043	69°.	36	0.1973
20°.	38	0.7817	45°.	8	0.5020	70°.	5	0.1611
21°.	66	0.7684	46°.	28	0.4942	71°.	31	0.1508
22°.	33	0.7457	47°.	69	0.4905	72°.	49	0.1422
23°.	58	0.7217	48°.	61	0.4895	73°.	30	0.1337
24°.	62	0.7163	49°.	44	0.4719	-	-	-
25°.	1	0.7081	50°.	55	0.4685	-	-	-

Fonte: Dados da pesquisa.

Esse estudo, a partir da utilização do modelo de fronteira de produção estocástica, apontou 7 (sete) produtores tecnicamente eficientes, o correspondente a 9,6% da amostra. O que significa que mais de 90% dos lotes irrigados no Nilo Coelho poderiam melhorar sua situação, em termos de eficiência, para assim alcançar um nível ótimo de alocação de recursos.

Ainda em relação ao Quadro 3.8, a diferença entre o produtor mais eficiente (núcleo 23) e o menos eficiente (núcleo 30) é de 0.8663, o correspondente a 86,6%, o que demonstra uma disparidade significativa em relação à melhor e à dita pior utilização dos insumos produtivos.

No Quadro 3.9, tem-se uma comparação das sete DMUs mais eficientes com as sete menos eficientes. Nesta comparação, os lotes irrigados 23, 29, 32, 34, 63, 27 e 2 serviram de *benchmarks* para os lotes 64, 19, 36, 5, 31, 49 e 30. As mesmas variáveis utilizadas na estimação do modelo de fronteira estocástica foram utilizadas como medida de comparação, ou seja, produção como variável dependente, e área, insumo, capital e mão de obra como variáveis explicativas.

Como pode ser observado no Quadro 3.9, a última coluna faz referência à produtividade média da área em quilogramas de manga por hectare. Como essa variável apresentou maior elasticidade, 50%, em relação às demais, faz-se necessário tal comparação considerando uma análise de produção a curto prazo.

No tocante ao primeiro produtor mais eficiente, lote 23, percebeu-se que este alcançou uma quantidade produzida de 250.000 kg de manga utilizando 9,8 ha de terra, R\$ 19.693,00 em insumos, R\$ 51.500,00 em capital e R\$ 28.416,00 em mão de obra, obtendo assim uma produtividade média da área de 25.510,2 kg/ha. Entretanto, o lote irrigado 29, segundo no *ranking*, obteve uma produtividade média da área maior utilizando, aproximadamente, 20% da área do lote 23, o correspondente a 30.000 kg/ha.

Já o lote 30, menos eficiente considerando os *scores* de eficiência técnica, apresentou produtividade média da área de 3.000 kg/ha, produzidos em uma área de 4 hectares, com R\$ 9.694,00 em insumos, R\$ 136.900,00 em capital e R\$ 2.350,00 em mão de obra, ou seja, os gastos com equipamentos e benfeitorias são elevados diante de uma produtividade pequena. De certa forma, isso corrobora o sinal negativo para o insumo capital na função de produção estimada neste estudo.

A maior produtividade média encontra-se no lote irrigado 34, 4.º colocação no *ranking* das mais eficientes DMUs, 43.333,3 kg/ha, produzidos com R\$ 38.492,00 em insumos, R\$ 92.230,00 em capital e R\$ 26.726,25 em mão de obra.

Quadro 3.9: Comparação dos sete produtores mais eficientes com os sete menos eficientes.

<i>Ranking</i>	Núcleo	ET	Produção (kg)	Área (ha)	Insumo (R\$)	Capital (R\$)	MDO (R\$)	PMeA (kg/ha)
1.º	23	1.0000	250.000	9,8	19.693,00	51.500,00	28.416,00	25.510,20
2.º	29	1.0000	60.000	2,0	9.406,00	29.440,00	3.103,75	30.000,00
3.º	32	1.0000	28.000	1,0	4.132,00	18.500,00	2.350,00	28.000,00
4.º	34	1.0000	260.000	6,0	38.492,00	92.230,00	26.726,25	43.333,30
5.º	63	1.0000	180.000	6,5	16.100,00	4.500,00	10.762,50	27.692,30
6.º	27	0.9610	95.000	2,0	16.940,00	7.800,00	10.558,25	47.500,00
7.º	02	0.9283	90.000	2,0	25.440,00	242.000,00	6.303,50	45.000,00
67.º	64	0.2122	38.000	4,0	26.420,00	15.230,00	16.437,50	9.500,00
68.º	19	0.2099	40.000	8,5	21.158,00	114.700,00	6.243,25	4.705,90
69.º	36	0.1973	15.000	2,3	10.162,00	69.000,00	10.885,00	6.521,70
70.º	05	0.1611	30.000	7,0	19.910,00	57.000,00	11.025,00	4.285,70
71.º	31	0.1508	10.000	2,5	6.590,00	23.600,00	9.537,50	4.000,00
72.º	49	0.1422	23.000	5,0	22.150,00	119.500,00	11.910,00	4.600,00
73.º	30	0.1337	12.000	4,0	9.694,00	136.900,00	6.766,25	3.000,00

Fonte: Dados da pesquisa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A partir de dados para o ano agrícola 2012/2013, conforme pesquisa realizada pela Embrapa junto a 85 produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho, no Vale do Submédio São Francisco, especificamente no município de Petrolina (PE), foi estimada, por meio da metodologia econométrica de Fronteira de Produção Estocástica, a função de produção agrícola composta por produto, área, e custos com insumos, capital e mão de obra.

Os resultados demonstraram um cenário negativo no que concerne à eficiência técnica. Primeiramente, há uma relação inversa na utilização do insumo capital, representado pelo valor dos equipamentos e o valor das benfeitorias, em função do valor da produção. Contudo, as variáveis que contribuíram positivamente à produção de manga do projeto de irrigação foram área, insumos e mão de obra, com elasticidades estatisticamente significantes.

Das 73 propriedades analisadas, apenas sete DMUs mostraram ser tecnicamente eficientes, considerando o valor dos *scores* de eficiência iguais ou muito próximos a 1. São elas: os lotes de irrigação 23, 29, 32, 34, 63, 27 e 2 – sendo o núcleo irrigado 27 a apresentar maior produtividade média da área, o correspondente a 47.500 kg de manga por hectare.

O fator de produção área colhida representou o maior valor estimado, refletindo que pouco mais de 50% dos produtores dependem da melhor utilização desse insumo para serem eficientes. Os custos com equipamentos terceirizados, máquinas, adubos, inseticidas, condutores de água e irrigação, que formam a variável insumo, mostram-se também representativos, em torno de 47%.

O grau de ineficiência dos produtores de manga do Vale do Submédio São Francisco pode ser considerado alto, dado que representa mais de 90% do total dos produtores pesquisados. Isto é uma fonte de preocupação quanto à capacidade destes em competir no mercado. Dessa forma, estes resultados podem dar suporte a formulações de políticas agrícolas que visem aumentar a eficiência técnica dos produtores da região.

Para estudos futuros, pode-se pesquisar, junto aos produtores de Nilo Coelho, quais os indicadores que fazem com que os valores dos equipamentos e das benfeitorias, que formam a variável capital, mostrem o nível de ineficiência. Assim, justificar-se-ia, com mais profundidade, o sinal negativo da elasticidade obtido por esse modelo para o fator de produção capital.

CONCLUSÃO GERAL

A partir do modelo de fronteira de produção estocástica, modelo econométrico utilizado para este estudo, foi possível analisar a produtividade total dos fatores e as medidas de eficiência em três cenários distintos: na América Latina; no Brasil, por estado; e no Vale do São Francisco, no Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho.

No primeiro deles, para a produção agrícola de 19 países que compõem o bloco latino-americano no período de 1961 a 2010, foram estudados os impactos dos fatores de produção terra, capital e trabalho no produto agrícola da região, bem como a decomposição da PTF. Assim, por meio das estimativas adquiridas pelo modelo Battese e Coelli (1995), foi possível a análise das variáveis macroeconômicas educação e abertura comercial como medidas de ineficiência.

Os resultados deste primeiro capítulo, intitulado “Produtividade Agrícola nos Países da América Latina de 1961 a 2010”, apontam que um aumento da quantidade de cada um dos insumos empregados gera impactos de diferentes magnitudes sobre o produto agrícola. Terra e mão de obra apresentaram função direta; já capital mostrou-se negativo, sendo o trabalho o maior influenciador, com elasticidade superior aos demais insumos.

Dentre as variáveis que foram incluídas para explicar a ineficiência técnica, educação foi a variável que se mostrou mais expressiva, apontando que o grau de escolaridade influencia diretamente o produto agrícola.

Dos dezenove países analisados, verifica-se que todos apresentaram variação da PTF positiva, assim como progresso técnico positivo. Argentina, Brasil, México, Peru e Colômbia se alternaram ao longo dos 50 anos de estudo como os países de maior variação da PTF para o setor. Nos últimos anos da amostra, Brasil lidera com variação de 80,05% da PTF agrícola, seguido por México e Argentina. Já a mudança na eficiência técnica mostrou-se decrescente para quase 50% da totalidade dos países para o período analisado, ou seja, a contribuição da eficiência técnica para PTF foi negativa para Bolívia, Chile, Costa Rica, República Dominicana, El Salvador, Honduras, Jamaica, Nicarágua e Trinidad e Tobago. Argentina, Brasil e Uruguai conseguiram manter ganhos de escala ao longo do período analisado; contudo, todo grupo de países, em média, manteve eficiência alocativa negativa.

Conclui-se, no primeiro capítulo, que, ao decompor a mudança na produtividade total dos fatores em eficiência técnica, progresso técnico, ganhos de escala e eficiência

alocativa, observam-se algumas variações de resultados dentro do conjunto de países analisados. São distintas as médias para o grupo de países, tratando-se de eficiência técnica; entretanto, quanto ao progresso técnico, constatou-se uma unanimidade entre eles, ou seja, todos os países apresentaram PT em média positivo para o período em análise. Como em relação aos de ganhos de escala e eficiência alocativa, ambos apresentaram médias negativas para todos os países no período.

No segundo capítulo, “Produtividade Total dos Fatores na Agropecuária Brasileira: uma análise de Fronteira Estocástica e Índice de Malmquist”, mudou-se a metodologia para decomposição da PTF agrícola ao utilizar o modelo de Fronteira Estocástica. A decomposição da Produtividade Total dos Fatores, por estado da federação, foi medida pelo Índice de Malmquist, considerando as variáveis explicativas, área cultivada, pessoal ocupado, número de tratores, investimentos e número de estabelecimentos, a partir da regressão do modelo funcional Cobb-Douglas sem progresso técnico, com base nos dados do Censo Agropecuário no período de 1970 a 2006.

Pode-se constatar que essas variáveis tiveram impacto positivo na evolução da PTF agropecuária no Brasil. No entanto, apesar de os estados terem apresentado resultados de crescimento bastante expressivos para os indicadores analisados, cabe ressaltar que a base de comparação pode ter influenciado nesses resultados, devido ao fato de, mesmo positiva, 1,46% para o Brasil, a PTF está abaixo da taxa de crescimento anual de produtividade total de fatores no Brasil obtida por outros autores.

Com base nos resultados obtidos no capítulo 2, o modelo estimado revelou uma variação na PTF agropecuária por estado brasileiro positiva, sendo que as variações tecnológicas tiveram maior influência que as variações na eficiência técnica, no sentido de explicar os incrementos de produtividade. Todas as regiões brasileiras acumularam ganhos de produtividade total, assim como obtiveram ganhos em relação ao índice acumulado de variação tecnológica. Entretanto, apenas a região Sudeste apresentou índice maior que um em relação à variação de eficiência técnica (1,05%). As demais regiões apresentaram resultados muito próximos a um.

Deve-se ressaltar que a grande vantagem em decompor a PTF a partir do Índice de Malmquist é a possibilidade de também interpretar o índice acumulado de variação tecnológica por estado e região, assim como o índice acumulado de variação da eficiência técnica na elaboração das funções distância.

Já o terceiro capítulo, “Medidas de Eficiência na Produção de Manga no Vale do São Francisco”, a partir de dados para o ano agrícola 2012/2013, conforme pesquisa realizada pela Embrapa junto a 85 produtores de manga do Distrito de Irrigação Senador Nilo Coelho, no Vale do Submédio São Francisco, especificamente no município de Petrolina (PE), foi estimada, por meio da metodologia econométrica de Fronteira de Produção Estocástica, a função de produção agrícola composta por produto, área, e custos com insumos, capital e mão de obra.

Os resultados demonstraram um cenário negativo, tratando-se de eficiência técnica. Primeiro, há uma relação inversa na utilização do insumo capital, representado pelo valor dos equipamentos e o valor das benfeitorias, em função do valor da produção. Porém, as variáveis que contribuíram positivamente à produção de manga do projeto de irrigação foram área, insumos e mão de obra, com elasticidades estatisticamente significantes.

Observou-se que, das 73 propriedades analisadas, apenas sete DMUs mostraram ser tecnicamente eficientes, considerando o valor dos *scores* de eficiência iguais ou muito próximos a 1, os lotes de irrigação 23, 29, 32, 34, 63, 27 e 2 – sendo o núcleo irrigado 27 a apresentar maior produtividade média da área, o correspondente a 47.500 kg de manga por hectare.

O fator de produção área colhida representou o maior valor estimado, refletindo que pouco mais de 50% dos produtores dependem da melhor utilização desse insumo para serem eficientes. Os custos com equipamentos terceirizados, máquinas, adubos, inseticidas, condutores de água e irrigação, que formam a variável insumo, mostram-se também representativos, em torno de 47%.

O grau de ineficiência dos produtores de manga do Vale do Submédio São Francisco pode ser considerado alto, dado que representa mais de 90% do total dos produtores pesquisados. Isto é uma fonte de preocupação quanto à capacidade destes em competir no mercado. Dessa forma, estes resultados podem dar suporte a formulações de políticas agrícolas que visem aumentar a eficiência técnica dos produtores da região.

Por fim, as análises revelam a importância do setor agrícola na região do Vale do São Francisco, no cenário nacional e no âmbito do grupo de países que compõem a América Latina. Assim, o estudo da produtividade e da eficiência se torna relevante, na medida em que a função agrícola, em cada período, apresenta-se crescente.

REFERÊNCIAS

AGROANALYSIS. Centro de Agronegócio, Faculdade Getúlio Vargas, São Paulo, 2014. Disponível em: <<http://www.agroanalysis.com.br>>. Acesso em novembro de 2014.

AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production functions models. **Journal of Econometrics**, v. 6, p. 21-37, 1977.

_____. Alice web: dados das exportações brasileiras por período. Brasília, 2014. Disponível em: <<http://www.aliceweb2.mdic.gov.br/>>. Acesso em: julho e agosto de 2014.

ALVES, E.; SOUZA, G. da S. E.; GOMES, E. G.; MAGALHÃES, E.; ROCHA, D. de P. Um modelo de produção para agricultura brasileira e a importância da pesquisa da Embrapa. **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária**. Disponível em: <<http://www.alice.cnptia.embrapa.br/handle/doc/955118/>>. Acesso em: agosto de 2014.

ANUÁRIO BRASILEIRO DA FRUTICULTURA 2013. Santa Cruz do Sul: Editora Gazeta, 2013. 136 p.

ARAÚJO, J. A.; FEITOSA, D. G.; SILVA, A. B. América Latina: productividad total de los factores y su descomposición. **Revista de la CEPAL (Online)**, v. 114, p. 31-52, 2014.

BATTESE, G. E. Frontier production function and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. **Agricultural Economics**, v. 7, p. 185-208, 1992.

_____. A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data. **Empirical Economics**, n. 20, p. 325-332, 1995.

BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A stochastic frontier production incorporating a model for technical inefficiency effects. **Working Papers in Econometrics and Applied Statistics**, n. 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, 1993.

_____. A Stochastic frontier production incorporating a model for technical inefficiency effects. **Working Paper in Econometrics and Applied Statistics**, n. 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, 22 p., 1995.

BAUER, P. W. Recent developments in the econometric estimation of frontiers. **Journal of Econometrics**, v. 46, p. 39-56, 1990.

BELOTTI, F.; DAIDONE, S.; IIARDI, G.; ATELLA, V. Stochastic frontier analysis using Stata. **Centre for Economic and International Studies, CEIS Tor Vergata. Research Paper Series**, v. 10, I. 12, n. 251. Roma, 2012.

BONELLI, R.; FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. Rio de Janeiro – RJ: **IPEA**, 1998. (Texto para Discussão, n. 557).

BRAGAGNOLO, C. Produtividade, crescimento e ciclos econômicos na agricultura brasileira. Piracicaba – SP, 2012. 168 p. Tese (Doutorado) – **Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ/USP**.

BRASIL. DMSUL – Mercosul. Disponível em: <<http://www.mercosul.org.br>>. Acesso em: novembro de 2014.

_____. **MDIC/SECEX**. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior/Secretaria de Comércio Exterior. Brasília, 2014. Disponível em: <<http://www.mdic.gov.br/>>. Acesso em: novembro de 2014.

_____. **Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento**. Disponível em: <<http://www.agricultura.gov.br>>. Acesso em: novembro de 2014.

BRIGATTE, H.; TEIXEIRA, E. C. Determinantes de longo prazo do produto e da produtividade total dos fatores da agropecuária brasileira no período 1874-2005. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba – SP, v. 49, n. 4, p. 815-836, out/dez 2011 – impressa em janeiro de 2012.

CARVALHO, R. M. Três ensaios sobre produtividade agrícola. Fortaleza – CE, 2003. 133 p. Tese (Doutorado) – **Curso de Pós-graduação em Economia – CAEN**. Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade. Universidade Federal do Ceará.

CENTRO DE ESTUDOS E PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. ESALQ/USP. Hotfrut Brasil. Dezembro de 2013/janeiro de 2014. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/hfbrasil/edicoes/130/manga.pdf>>. Acesso em: set/out 2013 e agosto de 2014.

CEPAL - Comisión Económica para América Latina y el Caribe. Disponível em: <<http://www.cepal.org>>. Acesso em: outubro de 2014.

CODEVASF - COMPANHIA DE DESENVOLVIMENTO DOS VALES DO SÃO FRANCISCO E DA PARNAÍBA. Disponível em: <<http://www.codevasf.gov.br/>>. Acesso em: julho e agosto de 2014.

COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. An introduction to efficiency and productivity analysis. **Kluwer Academic Publishers**, 1998.

COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C. J.; BATTESE, G. E. An introduction to efficiency and productivity analysis. 2. ed. **United States of America**, 1998.

CONCEIÇÃO, P. H. Z. da; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. da. Uma contribuição metodológica da produtividade total dos fatores na agricultura brasileira. **SOBER**. Disponível em: <www.sober.org.br/palestras>. Acesso em: out/2013.

CORREIA, R. C. e ARAÚJO, J. L. P. Cultivo da Mangueira. Embrapa Semiárido – Sistemas de Produção, 2. 2010. **EMBRAPA**. Disponível em: <<http://sistemasdeproducao.cnptia.embrapa.br/FontesHTML/Manga/CultivodaMangueira/mercado.htm/>> Acesso em: junho de 2014.

FAO – Food and Agriculture Organization – FAO. FAOSTAT. Disponível em: <<http://www.fao.org/corp/statistics/>>. Acesso em: de julho de 2014 a janeiro de 2015.

FARREL, M. J. The measurement of production efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A (General), 120 v., n. 3, 1957.

FEITOSA, Débora Gaspar. Três ensaios sobre crescimento econômico na América Latina e Brasil. Fortaleza, 2009, 103 p. Tese (Doutorado), Universidade Federal do Ceará, **Curso de Pós-Graduação em Economia – CAEN**, Fortaleza, 2009.

FORSUND, F. R.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. A survey of frontier productivity functions and their relationship to efficiency measurement. **Journal of Econometrics**, 13 v., p. 5-25, 1980.

FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. (eds.), The measurement of productive efficiency: techniques and applications. New York: **Oxford University Press**, 1993.

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*: **ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA – ANPEC**, 38, 2010, Salvador. Anais ... , 2010, Salvador: ANPEC. 1 CR-ROM.

GASQUES, J. G.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. da. Crescimento e produtividade da agricultura brasileira. Rio de Janeiro – RJ: **IPEA**, 1997. 28 p. (Texto para Discussão, n. 502).

GAZOLLA, R.; WANDER, A. E.; OLIVEIRA, M. P. Eficiência técnica da agricultura brasileira. Brasília, 2011. **EMBRAPA**. Brasília, 2011. Disponível em: <<http://alice.cnptia.embrapa.br/handle/doc/663417/>>. Acesso em: agosto de 2014.

GOMES, E. G.; MANGABEIRA, J. A. de C.; MELLO, J. C. C. B. S. de. Análise de envoltória de dados para avaliação de eficiência e caracterização de tipologia sem agricultura: um estudo de caso. **RER**, Rio de Janeiro – RJ, 43 v., n. 4, p. 607-631, out/dez 2005.

GOMES, E. G.; MELLO, J. C. C. B. S. de; BIONDI NETO, L. Avaliação de eficiência por Análise de Envoltória de Dados: conceito, aplicações à agricultura e integração com Sistemas de Informação Geográfica. Campinas: Embrapa Monitoramento por Satélite, 2003. 39 p.

GREENE, W. I. I. The econometric approach to efficiency analysis. *In*: FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. (eds.), *The measurement of productive efficiency: techniques and applications*. New York: Oxford University Press, 1993, p. 68-119.

GUJARATI, D. N. e PORTER, D. C. **Econometria Básica**. 5 ed. AMGH Editora Ltda: Porto Alegre – RS, 2011.

HELFAND, S. M.; MOREIRA, A. R. B.; FIGUEIREDO, A. M. R. Explicando as diferenças de pobreza entre produtores agrícolas no Brasil: simulações contra factuais com o censo agropecuário 1995/96. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 49 v., n. 2, 391 p., 2011.

HENRIQUES, P. D. de S.; CARVALHO, M. L. da S.; COSTA, F.; PEREIRA, R.; GODINHO, M. de L. Caracterização e eficiência técnica de explorações vitícolas da região Alentejo. *Ferro Scielo*, 2009. Disponível em: <<http://www.periodicos.capes.gov.br/>>. Acesso em: agosto de 2014.

IADB - Bando Interamericano de Desenvolvimento. Disponível em: <<http://www.iadb.org>>. Acesso em: novembro de 2014.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>>. Acesso em: set/dez 2013.

_____. Banco de Dados Agregados: Sistema IBGE de Recuperação Automática: SIDRA: Pesquisas: Produção Agrícola Municipal: PAM. Rio de Janeiro, 2014. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: julho e agosto de 2014.

_____. Indicadores: Levantamento Sistemático da Produção Agrícola: LSPA. Rio de Janeiro, 2014. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. Acesso em: julho e agosto de 2014.

IBRAF – INSTITUTO BRASILEIRO DE FRUTAS. Disponível em: <<http://www.ibraf.org.br/>>. Acesso em: agosto de 2014.

IMF – International Monetary Fund – IMF. Disponível em: <<http://www.imf.org>>. Acesso em: novembro de 2014.

IPEADATA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: set/dez 2013.

KMENTA, J. **Elementos de Econometria**. Teoria Econométrica Básica. v. 2. São Paulo: Atlas, 1990.

KODDE, D. A.; PALM, F. C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. *Econometric, Notes and Comments*, 54 v., n. 5, p. 1243-1248, 1986.

KUMBHAKAR, S. C. and LOVELL, C. A. K. Stochastic frontier analysis. Cambridge University Press: UK, 2000.

LAMBERT, Vinícius do Nascimento. Produtividade e eficiência de sistemas de ciclo completo na produção de bovinos de corte. Tese (Doutorado) Zootecnia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2010. 124 p.

LIMA, J. R. F. de. Exportações de manga produzida no Submédio do Vale do São Francisco no período de 2003-2012. Banco de Dados da Pesquisa Agropecuária. Embrapa. Comunicado Técnico 154 *online*. Abril, 2013. Petrolina – PE. Disponível em: <<http://www.bdpa.cnptia.embrapa.br/>>. Acesso em: agosto de 2014.

LINS, M. P. E.; CALOBA, G. M. Programação Linear. Rio de Janeiro: Editora Interciência, 2006. 295 p.

MARINHO, E.; BITTENCOURT, A. Produtividade e crescimento econômico na América Latina. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 37(1) v., p. 5-33, 2007.

MARINHO, E.; CARVALHO, R. M. Comparações inter-regionais da produtividade total, variação da eficiência técnica e variação tecnológica da agricultura brasileira – 1970 a 1996. Fortaleza – CE, 2002. Universidade Federal do Ceará.

MEEUSEN, W.; BROECK, V. D. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production with composed error. *International Economics Review*, 32 v., p. 715-723, 1977.

MOREIRA, A.R.B. e FONSECA, T.C.R. Comparando medidas de produtividade: DEA, Fronteira de Produção Estocástica. Texto para discussão n. 1069. Rio de Janeiro, 2005. Disponível em: <http://www.repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/1985/1/TD_1069.pdf/>. Acesso em: agosto de 2014.

NASCIMENTO, A. C. C.; LIMA, J. E. de; BRAGA, M. J.; NASCIMENTO, M.; GOMES, A. P. Eficiência técnica da atividade leiteira em Minas Gerais: uma aplicação de regressão quantílica. **Revista Brasileira de Zootecnia**, 41(3) v., 783 p., 2012.

NISHIMIZU, M.; PAGE, J. Total factor productivity growth, technological progress, and technical efficiency change: dimensions of productivity change in Yugoslavia, 1965-78. *Economic Journal*, p. 920-936, 1982.

Organization for Economic Co-operation and Development – OECD. Disponível em: <<http://www.oecd.org/>>. Acesso em: novembro de 2014.

PASCOE, S., KIRKLEY, J. E., GRÉBOVAL, D. and MORRISON-PAUL, C. J. Mensuring and assessing capacity in fisheries: 2 issues and methods. FAO Fisheries Technical Paper, n. 433/2. *Food and Agriculture Organization of the United Nations*. Rome, 2003.

PIRES, J. O.; GARCIA, F. Productivity of nations: a stochastic frontier approach to TFP decomposition. *In: Latin American Meeting of the Econometrics Society*, Santiago (CHL), Proceeding of the 2004 LAMES, 2004. 1 v.

PITT, M. M.; LEE, L. F. Measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. **Journal of Development Economics**, 9 v., p. 43-64, 1981.

PRINCE, D. de; SALGUEIRO, A. da S.; GOMES, R. O efeito do fim do acordo sobre têxteis e vestuários para a indústria brasileira: uma análise a partir da fronteira de produção estocástica. **Revista Brasileira de Inovação**, 12 v., 283 p., 2013.

RIVERA, E. B. B. de R.; COSTANTIN, P. D. Produtividade total dos fatores nas principais lavouras de grãos brasileiras: análise de fronteira estocástica e índice de Malmquist. São Paulo – SP, 2007. 18 p. Centro de Ciências Sociais e Aplicadas, **Universidade Presbiteriana Mackenzie**.

SANTOS, M. L. dos e VIEIRA, W. da C. (editores). **Métodos quantitativos em economia**. Cap. 16 e 17. Editora UFV: Viçosa – MG, 2004.

SANTOS, V. F. dos; VIEIRA, W. da C.; RUFINO, J. L. dos S.; LIMA, J. R. F. de. Análise da eficiência técnica de talhões de café irrigados e não irrigados em Minas Gerais: 2004-2006. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, 47 v., n. 3, p. 677-698, 2009.

SCHIMIDT, P.; SICKLES, R. Production frontiers and panel data. **Journal of Business and Economic Statistics**, 2 v., n. 4, p. 367-374, 1984.

SCHMIDT, P. Frontier production function. **Econometric Reviews**, 4 v., p. 289-328, 1986.

SILVA, F. D. V. da. Determinação da eficiência técnica e da rentabilidade econômica dos produtores de leite do estado do Ceará: uma aplicação de fronteira estocástica de produção. Fortaleza – CE, 2007. 91 p. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Economia Agrícola, Centro de Ciências Agrárias. **Universidade Federal do Ceará**.

SILVA, Juliana de Sales. Análise da eficiência econômica dos produtores de manga do vale do São Francisco. Dissertação (Mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia. **Universidade Federal de Pernambuco**, 86 p, Caruaru – PE, 2014.

SOBEL, Tiago F. Desenvolvimento territorial nos perímetros de irrigados do submédio do Vale do São Francisco: o caso dos perímetros Nilo Coelho e Bebedouro (PE). Dissertação (Mestrado). Programa de Pós-Graduação em Economia. **Universidade Federal de Uberlândia**, 132 p, Uberlândia – MG, 2006.

SOUZA, G. da S. E.; GOMES, E. G.; GAZZOLA, R. Eficiência técnica na agricultura brasileira: uma abordagem via fronteira estocástica. **EMBRAPA**. Brasília, 2011. Disponível em: <<http://alice.cnptia.embrapa.br/handle/doc/866987/>>. Acesso em: agosto de 2014.

SOUZA, I. V., NISHIJIMA, M. e ROCHA, F. Eficiência do setor hospitalar nos municípios paulistas. **Economia Aplicada**, 14 v., n. 1, p. 51-66. USP: São Paulo, 2010.

SOUZA, R. C. de; PIRES, F.; GARCIA, J. O. Os efeitos da evolução da PTF sobre a dinâmica da distribuição de renda. **ANPEC**. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A048.pdf>>. Acesso em dezembro de 2014.

SOUZA, R. O. e TEIXEIRA, S. M. Produtividade total dos fatores na agricultura goiana: uma análise para as culturas de cana-de-açúcar, milho e soja. **Revista de Economia e Agronegócio**. Departamento de Economia. Universidade Federal de Viçosa. 11(2) v., p. 211-234, 2013.

SOUZA, U. R. de, BRAGA, M. J. e FERREIRA, M. A. M. Fatores associados à eficiência técnica e de escala das cooperativas agropecuárias paranaenses. **Revista de Economia e Sociologia Rural**. Piracicaba – SP, 49(3) v., p. 573-598, 2011.

The World Bank Group/Economic Growth Research. Disponível em: <<http://www.worldbank.org/research/growth/GNDdata.htm>>. Acesso em: outubro de 2014.

TORESAN, Luiz. Sustentabilidade e desempenho produtivo na agricultura: uma abordagem multidimensional aplicada a empresas agrícolas. Tese (Doutorado) Engenharia de Produção, **Universidade Federal de Santa Catarina**, Florianópolis, 1998. 133 p.

TUPY, O.; YAMAGUCHO, L. C. T. Eficiência e produtividade: conceitos e medição. **Revista Agricultura em São Paulo**. São Paulo – SP, 45 v., p. 39-51, 1998.

ZEIGLER, MARGARET; TRUITT NAKATA, GINYA. **The next breadbasket: how latin American can feed the world**. Inter-American Development Bank. Global Harvest Initiative, 2014. 60 p. Relatório técnico.