

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA E CONTABILIDADE
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA-CAEN

ROSEMEIRY MELO CARVALHO

TRÊS ENSAIOS SOBRE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA

FORTALEZA
2003

ROSEMEIRY MELO CARVALHO

TRÊS ENSAIOS SOBRE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutora em Economia

Orientador: Prof. Dr. Emerson Luís L. Marinho

FORTALEZA
2003

ROSEMEIRY MELO CARVALHO

TRÊS ENSAIOS SOBRE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutora em Economia

Aprovada em 05/11/2003

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Emerson Luís Lemos Marinho (Orientador)
Universidade Federal do Ceará

Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto
Universidade Federal do Ceará

Prof. Dr. Luiz Ivan de Melo Castelar
Universidade Federal do Ceará

Prof. Dr. Pedro Cavalcanti Gomes Ferreira
Fundação Getúlio Vargas-RJ

Prof. Dr. Francisco de Souza Ramos
Universidade Federal de Pernambuco

FORTALEZA
2003

Aos meus Pais,
Irmãs, Esposo e Filho.

AGRADECIMENTOS

Uma das maiores aspirações da minha vida era concluir o doutorado em economia o que felizmente se concretizou. Assim, agradeço inicialmente a Deus e aos meus Pais por essa realização.

Durante todos esses meses diversas pessoas e instituições contribuíram diretamente para meu êxito, desse modo apresento aqui os meus sinceros agradecimentos.

Ao Prof. Emerson Marinho pela competente orientação, dedicação e paciência em todos os momentos dessa longa caminhada.

Ao Prof. Flávio Ataliba pela grande contribuição intelectual, a qual foi de fundamental importância para o desenvolvimento e conclusão deste trabalho.

Aos demais membros da banca examinadora, Prof. Ivan Castelar, Prof. Pedro Cavalcanti e Prof. Francisco Ramos que muito contribuíram para a melhoria deste trabalho com suas críticas e sugestões.

A todos Professores do Caen pela excelente formação acadêmica que me propiciaram.

Aos meus colegas de curso e funcionários do Caen que sempre estiveram dispostos a me ajudar.

Aos Professores do Departamento de Economia Agrícola da Universidade Federal do Ceará, especialmente o Prof. Saeed pelo incentivo dado desde o início de minha carreira acadêmica.

Ao meu esposo e filho por terem compreendido a minha ausência por todo esse período.

A Funcap pelo financiamento a mim concedido.

"É melhor tentar e falhar, que se preocupar e ver a vida passar;
é melhor tentar, ainda que em vão, que se sentar fazendo nada até o final.
Eu prefiro na chuva caminhar, que em dias tristes em casa me esconder.
Prefiro ser feliz, embora louco, que em conformidade viver ."
Martin Luther King

RESUMO

Nesta Tese faz-se um estudo sobre produtividade agrícola tanto do ponto de vista empírico quanto teórico. Quanto ao primeiro aspecto, realiza-se estimativas usando o método da fronteira estocástica para os estados brasileiros e o *Data Envelopment Analysis* - DEA para os países da América do Sul. Do ponto de vista teórico analisa-se através de um modelo de crescimento endógeno o impacto do aumento da produtividade agrícola no crescimento econômico e no nível de bem-estar. A conclusão do trabalho é que a produtividade no setor agrícola tem importantes implicações na taxa de crescimento da economia.

Palavras-Chaves: Produtividade Agrícola, Estimação, Crescimento Econômico.

ABSTRACT

This thesis studies agricultural productivity both from an empirical and theoretical perspective. On the empirical side, a stochastic frontier is estimated for Brazilian states and the Data Envelopment Analysis methodology is employed for South American countries. Regarding the theoretical perspective, the impact of an increase on agricultural productivity upon economic growth and welfare is analyzed by means of an endogenous growth model. We conclude that agricultural productivity plays a major role in determining the growth rate of economies.

Key Words: Agricultural Productivity, Estimation, and Economic Growth.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1.1-	Função distância orientada pelo produto e conjunto de possibilidades de produção.	20
FIGURA 2.1-	Função distância orientada pelo insumo e conjunto de requerimento de insumos.	60
FIGURA 2.2-	Cálculo das economias de escala.	65

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 -	Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de metaprodução agrícola e do modelo de ineficiência técnica - 1970 a 1995	36
TABELA 2 -	Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção agrícola e do modelo de ineficiência técnica da Região Norte-1970 a 1995	37
TABELA 3 -	Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção agrícola e do modelo de ineficiência técnica da região Nordeste - 1970 a 1995	38
TABELA 4 -	Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção agrícola e do modelo de ineficiência técnica da região Sudeste -1970 a 1995	39
TABELA 5 -	Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção agrícola e do modelo de ineficiência técnica da região Sul - 1970 a 1995	40
TABELA 6 -	Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção agrícola e do modelo de ineficiência técnica da região Centro-Oeste - 1970 a 1995	42
TABELA 7 -	Eficiências técnicas estimadas pela fronteira de metaprodução e fronteiras regionais -1970 a 1995	43
TABELA 8 -	Razão de eficiência técnica da agricultura das regiões brasileiras - 1970 a 1995	44
TABELA 9 -	Razão de produtividade potencial da agricultura das regiões brasileiras-1970 a 1995	45
TABELA 10 -	Índices de variação da produtividade total dos fatores, variação da eficiência técnica e variação tecnológica no Brasil e nas regiões brasileiras de 1970 a 1995	46
TABELA 11 -	Taxas de crescimento do valor da produção agrícola nos países sul-americanos -1970-2000	69
TABELA 12 -	Taxas de crescimento da mão-de-obra empregada no setor agrícola nos países sul- americanos -1970-2000	70
TABELA 13 -	Taxas de crescimento da área total destinada à agricultura nos países sul- americanos -1970-2000	71

TABELA 14 - Taxas de crescimento da área irrigada destinada à agricultura nos Países sul- americanos -1970-2000.	72
TABELA 15 - Taxas de crescimento do número de tratores utilizados nas atividades agrícolas nos países sul- americanos -1970-2000	73
TABELA 16 - Taxas de crescimento do uso de fertilizantes nas atividades agrícolas nos países sul- americanos -1970-2000	74
TABELA 17 - Escores médios de eficiência técnica e eficiência de escala da produção agrícola dos países sul- americanos - 1970 a 2000	75
TABELA 18 - Valores médios de variações da eficiência técnica, tecnológica e na produtividade total dos fatores nos países sul- americanos - 1970 a 1990	77
TABELA 19 - Valores médios de variações da eficiência técnica, tecnológica e na produtividade total dos fatores nos países sul- americanos - 1990 a 2000	78

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	13
CAPÍTULO 1 - COMPARAÇÕES INTERREGIONAIS DA PRODUTIVIDADE TOTAL, VARIAÇÃO DA EFICIÊNCIA TÉCNICA E VARIAÇÃO TECNOLÓGICA DA AGRICULTURA BRASILEIRA -1970 A 1995.	14
1- INTRODUÇÃO	14
2- O ÍNDICE DE PRODUTIVIDADE TOTAL DE MALMQUIST E A FRONTEIRA DE METAPRODUÇÃO ESTOCÁSTICA	16
2.1- O índice de Produtividade total de Malmquist	17
2.2- A fronteira de metaprodução estocástica	22
2.3- O modelo de fronteira estocástica	24
2.4- Razões de produtividade potencial e eficiência técnica	27
3- ESPECIFICAÇÃO DO MODELO ECONOMETRICO	28
3.1- Fonte dos dados e definição das variáveis	28
4- RESULTADOS EMPÍRICOS	33
4.1- Estimativas e testes de hipóteses	33
4.2- Eficiências técnicas, razão de eficiência técnica e razão de produtividade potencial	41
4.3- Índice de produtividade total de Malmquist	45
5- CONCLUSÕES	49
6- REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	51
CAPÍTULO 2 - EVOLUÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES DA AGRICULTURA DOS PAÍSES SUL-AMERICANOS EM UM CONTEXTO DE INTEGRAÇÃO REGIONAL.	55
1- INTRODUÇÃO	55
2- O ÍNDICE DE PRODUTIVIDADE TOTAL DE MALMQUIST E A METODOLOGIA <i>DATA ENVELOPMENT ANALYSIS (DEA)</i>	58
2.1- Fonte dos dados e definição das variáveis	67
3- RESULTADOS E DISCUSSÃO	68

3.1-	Transformações estruturais no setor agrícola dos países sul-americanos	68
3.2-	Eficiência técnica e Eficiência de escala	74
3.3-	Índice de Produtividade Total de Malmquist	77
4-	CONCLUSÕES	79
5-	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	81
CAPÍTULO 3 - <i>LEARNING-BY-DOING</i>, PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA E CRESCIMENTO ECONÔMICO		83
1-	INTRODUÇÃO	83
2-	DESCRIÇÃO DO MODELO	88
2.1-	A Economia Doméstica	90
2.2-	A Economia Mundial	95
3-	DETERMINAÇÃO DO NÍVEL DE EMPREGO	97
3.1-	Dinâmica do Emprego na Economia Doméstica	99
4-	RELAÇÃO ENTRE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA E BEM-ESTAR	102
5-	CONCLUSÕES	106
6-	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	109
	APÊNDICE A	111
	APÊNDICE B	

INTRODUÇÃO

TRÊS ENSAIOS SOBRE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA reúne um conjunto de análises sobre a evolução da produtividade agrícola e suas implicações sobre o crescimento econômico e o bem-estar. A primeira parte concentra-se na análise da produtividade total, eficiência técnica e variação tecnológica do setor agrícola (setor de lavouras) das regiões brasileiras no período entre os anos de 1970 a 1995, utilizando o índice de produtividade total de Malmquist e o modelo de fronteira de metaprodução estocástica.

Na segunda parte verifica-se a influência da integração comercial sobre a produtividade do setor agrícola dos países sul-americanos no período compreendido entre os anos de 1970 e 2000, utilizando-se o método de programação linear “*Data Envelopment Analysis (DEA)*” e o índice de Malmquist. A análise foi realizada de modo a considerar o período em que se consolidou a formação do Mercosul, visando observar se este acordo regional provocou alguma mudança na eficiência técnica ou na produtividade total dos fatores.

A partir das análises empíricas desenvolvidas nas duas primeiras partes verificou-se que nos últimos anos que o setor agrícola Brasileiro e de todos os países da América do Sul apresentou ganhos de produtividade. A partir dessa evidência, na terceira parte, utilizou-se um modelo teórico para explicar a influência da produtividade agrícola sobre o emprego, renda e bem-estar de economias abertas. A principal conclusão obtida nesse capítulo contradiz a visão convencional da existência de uma relação negativa entre produtividade agrícola e crescimento econômico. O modelo estabelece que, dependendo da magnitude dos parâmetros observados, os ganhos de produtividade na agricultura podem não reduzir o crescimento da economia, de forma que não existe necessariamente uma relação negativa entre produtividade agrícola e crescimento econômico e o fato de uma economia se especializar na agricultura não necessariamente implicaria em perda de bem-estar tanto no curto quanto no longo prazo.

CAPÍTULO 1

COMPARAÇÕES INTERREGIONAIS DA PRODUTIVIDADE TOTAL, VARIAÇÃO DA EFICIÊNCIA TÉCNICA E VARIAÇÃO TECNOLÓGICA DA AGRICULTURA BRASILEIRA –1970 A 1995

1- INTRODUÇÃO

Durante os anos 70 até meados da década de 80 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 como crédito rural subsidiado, garantia de preços mínimos, assistência técnica e pesquisa. A partir de 1987, com o agravamento da crise fiscal e a conseqüente crise inflacionária, houve uma redução significativa dos gastos orçamentários destinados aos programas de incentivo à expansão da produção agropecuária.

Durante a década de 90, a abertura da economia ao mercado internacional combinada com a redução da atuação intervencionista do governo, submeteu o setor agrícola a uma nova dinâmica, de onde emergiram questões associadas as grandes diferenciações regionais no que diz respeito a velocidade de incorporação e expansão do uso da terra, adoção de práticas modernas de produção e uso de assistência técnica. Nesse novo contexto o setor agropecuário brasileiro deparou-se com novos desafios: aumentar a eficiência e identificar potenciais ganhos de produtividade.

Alguns dos principais estudos internacionais sobre produtividade agrícola¹ mostram que nos países desenvolvidos a produtividade total dos fatores (PTF) na agricultura cresce a uma taxa anual média de 2%, enquanto que em países subdesenvolvidos essa taxa é de apenas 1%, e, em alguns casos, é decrescente.

No Brasil, o setor agrícola apresenta uma grande variação nas taxas de crescimento da produtividade². Dias e Bacha (1998), Arnade (1992), Ávila e Everson (1995), calcularam as taxas anuais médias de crescimento da PTF entre os anos de 1970 a 1985. Os valores estimados foram de, respectivamente, 4,3%, 2,45% e 2,25%. Gasques e Conceição (1998) calcularam uma taxa de 3,88% para o período 1976-1994.

¹ Fulginiti & Perrin (1993, 1998), Battese & Rao(2001) e Battese , Rao & Walujadi (2001).

² Os valores das taxas de crescimento da produtividade podem ser influenciados tanto pelo método de estimação quanto pelo tratamento dado às séries dos fatores de produção. Porém, apesar da divergência entre alguns resultados encontrados, no longo prazo, o padrão de crescimento da agricultura em muitos países é, de certa forma, semelhante.

Para Barros (1999), a taxa de crescimento entre 1975 e 1995 foi 1,6% ao ano. Bonelli e Fonseca (1998), chegaram a um valor de 0,87% ao ano no mesmo período. Considerando prazos mais longos, Conceição (1998), verificou que entre os anos de 1955 e 1994, a taxa de crescimento anual foi de 0,80%. Fulginiti e Perrin (1998) encontraram um valor negativo de 1,60% ao ano para o período compreendido entre 1961 a 1985.

Embora muitos autores considerem o crescimento da produtividade e a eficiência como sinônimos, vem aumentando o consenso sobre a necessidade de se distinguir os dois conceitos. O crescimento da produtividade pode ser definido como a mudança líquida no produto devido às variações na eficiência técnica e variações tecnológicas, onde a mudança na eficiência é a variação do produto observado em relação à sua fronteira e a mudança tecnológica representa o deslocamento da fronteira de produção (Tupy & Yamaguchi, 1998).

De acordo com Kalirajan (1990), a análise da eficiência de uma unidade produtiva é de fundamental importância para fins estratégicos (comparações entre empresas), planejamento (comparar os resultados do uso de diferentes combinações de fatores), na tomada de decisão sobre como melhorar o desempenho atual ou introduzir novas tecnologias e identificação da diferença entre a produção atual e potencial.

A medida de eficiência de uma empresa pode ser obtida a partir da estimativa de uma função de fronteira. O montante pelo qual uma unidade produtiva fica abaixo de sua fronteira de produção ou de lucro, ou acima de sua fronteira de custos são considerados como medidas de ineficiência técnica.

Em geral, os estudos utilizam números índices para analisar o crescimento da produtividade agrícola sem distinguir os fatores que provocaram as mudanças, ou seja, se esse aumento ocorreu apenas devido ao incremento na utilização dos insumos ou se ocorreram variações na eficiência técnica ou variações tecnológicas.

Neste capítulo procura-se analisar a evolução da produtividade total dos fatores na agricultura e fazer comparações regionais em relação à eficiência técnica e a produtividade potencial da agricultura nas cinco regiões brasileiras entre os anos de 1970 e 1995. Para isto, faz-se uso da estimação de funções de fronteira estocásticas e do índice de produtividade total de Malmquist³ o qual permite decompor as variações na produtividade em variação de eficiência técnica e variação tecnológica, a qual é de fundamental importância para que se possa direcionar a adoção de políticas públicas para cada um dos elementos que podem determinar ganhos de produtividade no setor agrícola.

Além desta introdução, este capítulo apresenta mais quatro seções. Na segunda seção, define-se o índice de produtividade total de Malmquist e introduz-se o conceito de função distância. A seguir apresenta-se uma discussão sobre a teoria da fronteira de metaprodução estocástica. Na terceira, faz-se a apresentação do modelo teórico utilizado e a descrição dos dados amostrais. Na quarta, apresentam-se os resultados empíricos obtidos da estimação do modelo da seção anterior. A última seção contém as principais conclusões do artigo.

2- O ÍNDICE DE PRODUTIVIDADE TOTAL DE MALMQUIST E A FRONTEIRA DE METAPRODUÇÃO ESTOCÁSTICA

2.1. O índice de produtividade total de Malmquist

A produtividade pode ser definida como a relação entre produtos e insumos, ou seja, quanto se está produzindo de um determinado bem com uma determinada quantidade de insumos. Os aumentos de produtividade podem ser explicados basicamente por dois fatores: progresso tecnológico e ganhos de eficiência técnica.

Os indicadores de produtividade podem ser divididos em dois grupos: os indicadores de produtividade parciais dos fatores (PPF), que consideram apenas um fator

³ Devido a Malmquist (1953).

de produção; e os indicadores de produtividade total dos fatores (PTF), que envolvem, na análise, vários fatores de produção.

Os indicadores de PPF são obtidos de forma mais simples que os de PTF. Apesar de serem bastante utilizados, os indicadores parciais podem levar a resultados distorcidos. Devido à complexidade do processo produtivo, em geral, não existe um fator de produção principal, mas sim vários, que devem ser considerados de forma conjunta para obtenção de resultados mais acurados. Os indicadores de PTF podem considerar o conjunto de todos os insumos empregados no processo produtivo de modo que os resultados obtidos são mais próximos da realidade.

Atualmente muitos estudos tem utilizado os índices de Tornqvist e Malmquist para medir as variações na produtividade total dos fatores. O principal problema associado ao uso do índice de Tornqvist é a necessidade de utilização de valores monetários dos produtos e insumos. Este fato pode prejudicar muito uma análise temporal longa, principalmente em países como o Brasil, que, historicamente, conviveu com grandes índices de variação de preços. O problema de estabelecimento de preços também aparece no caso de certos produtos e insumos que são de difícil quantificação monetária. Outra limitação desse índice é a impossibilidade de se utilizar mais de um produto ou insumo, pois o índice de Tornqvist agrega os produtos e insumos através dos seus preços. O índice Malmquist, por outro lado, supera todas as limitações apresentadas pelo índice de Tornqvist.

O índice de Malmquist mede a variação na produtividade total dos fatores (PTF) entre dois períodos de tempo. Esse índice é definido usando o conceito de funções distâncias, as quais permitem-nos descrever uma tecnologia de produção sem especificarmos uma função objetivo comportamental.

Uma função distância pode ser definida como orientada pelo insumo ou orientada pelo produto. Uma função distância orientada pelo insumo caracteriza a tecnologia de produção considerando a contração proporcional mínima do vetor de insumos, dado um vetor de produtos, enquanto que, uma função distância orientada pelo produto considera a expansão proporcional máxima do vetor produto, dado um vetor de insumos. Neste capítulo procura-se determinar a capacidade que cada uma das cinco regiões brasileiras tem para aumentar de forma eficiente a sua produção e, conseqüentemente, a produtividade agrícola de modo que a utilização do conceito de funções distância orientada pelo produto torna-se mais adequado.

A tecnologia de produção, para um dado período t , pode ser definida usando o conjunto de produção, $P(x_t)$, o qual representa todos vetores de produtos, y_t , que podem ser produzidos usando um vetor de insumos x_t . Isto é,

$$P(x_t) = \{ y_t : x_t \text{ pode produzir } y_t \} \quad (1)$$

o qual satisfaz as propriedades microeconômicas usuais além de ser um conjunto fechado, limitado e convexo⁴.

De acordo com Shepard (1970), para o período t , a função distância orientada pelo produto⁵ para um dado vetor produto, y , e um vetor insumo, x , aqui denominada por $d_o^t(x_t, y_t)$, é definida no conjunto de produção, $P(x_t)$, como:

$$d_o^t(x_t, y_t) = \inf \{ \delta : y_t / \delta \in P(x_t) \} \quad (2)$$

A função distância orientada pelo produto⁶ mede a máxima expansão proporcional do vetor de produto y_t , dado o vetor de insumo x_t , de forma que (x_t, y_t) ainda pertença ao conjunto $P(x_t)$, ou seja, a distância aqui representa o menor fator, δ , pelo qual o produto precisa ser deflacionado de modo que ainda possa ser produzido a partir do vetor de insumos x_t .

Assim sendo, a função distância $d_o^t(x_t, y_t)$ assumirá um valor menor ou igual a 1 (um) se o vetor de produto, y_t , for um elemento do conjunto de produção factível, $P(x_t)$. Além disso, a função distância assumirá o valor 1 se y_t estiver localizado sobre a fronteira do conjunto de produção factível, e assumirá um valor maior que 1 se y_t estiver fora do conjunto de produção factível.

A figura 1.1, a seguir, ilustra de forma gráfica o conceito de função distância orientada pelo produto representando a produção de dois produtos, Y_1 e Y_2 , em função de

⁴ Maiores detalhes sobre as propriedades das funções distância podem ser encontrados em Shepard (1970).

⁵ A função distância orientada pelo insumo no período t , denominada por $d_i^t(x_t, y_t)$, é definida como $d_i^t(x_t, y_t) = \max \{ \rho : x_t / \rho \in L(y_t) \}$ onde, $L(y_t)$, representa o conjunto de todos os vetores de insumos x_t que podem produzir o vetor de produtos y_t .

um vetor de insumos x_t . Dado um vetor de insumos, x_t , o conjunto de possibilidades de produção, $P(x)$, corresponde a área limitada pela fronteira de possibilidades de produção (FPP) e os eixos Y_1 e Y_2 .

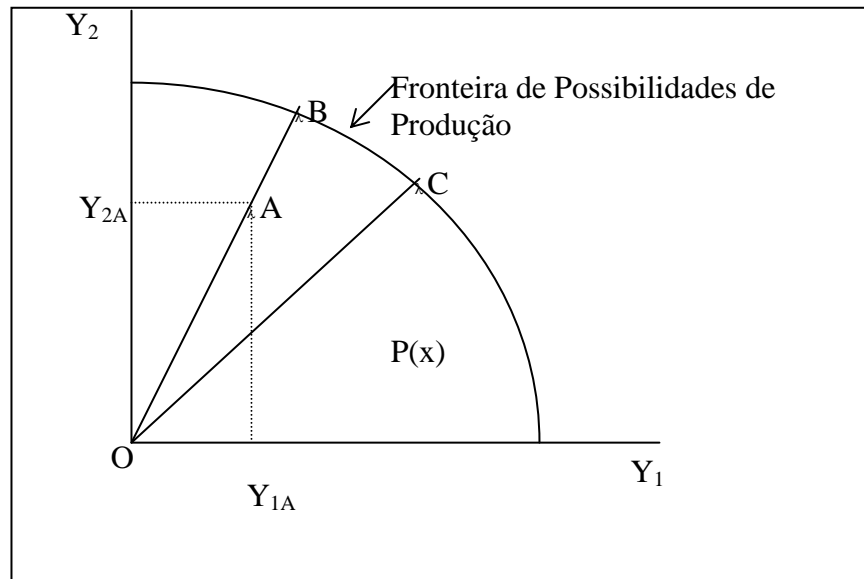


FIGURA 1.1- Função distância orientada pelo produto e conjunto de possibilidades de produção.

O valor da função distância orientada pelo produto para uma firma que utiliza o nível de insumo x_t para produzir a combinação de produtos definido pelo ponto A, corresponde a razão $\delta = OA/OB$. Essa medida de distância determina o inverso do fator pelo qual a quantidade produzida de todos os produtos pode ser aumentada, para um dado nível de insumo, permanecendo ainda no conjunto de possibilidades de produção.

Observa-se que o ponto de atividade A é um ponto ineficiente, pois com a mesma quantidade de insumos, poder-se-ia produzir uma quantidade maior de produtos dado pelo ponto B. Por outro lado, o ponto de atividade C que está sobre a fronteira de possibilidades de produção é um ponto eficiente e, portanto o valor da função distância é igual a um.

⁶ Possui as propriedades de ser não decrescente em y_t e crescente em x_t , além de ser linearmente homogênea em y_t

Utilizando-se o conceito de função distância definido anteriormente e um vetor de insumos x arbitrariamente selecionado pode-se medir as variações na quantidade do produto a partir do índice de Malmquist. Nestes termos, seguindo Fare et al (1994), o índice de variação na produtividade total de Malmquist, entre os períodos s e t , é definido como a média geométrica dos índices de quantidade entre esses dois períodos, de modo que:

$$m_o(y_s, x_s, y_t, x_t) = \left[\frac{d_o^s(y_t, x_t)}{d_o^s(y_s, x_s)} \cdot \frac{d_o^t(y_t, x_t)}{d_o^t(y_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (3)$$

Desde que (3) é um índice de variação, um valor de $m_o(y_s, x_s, y_t, x_t)$ maior que um indica que houve uma variação positiva da PTF entre os períodos s e t , enquanto um valor menor indica uma variação negativa.

Através de manipulações algébricas da expressão (3), este índice pode ser definido de forma equivalente como:

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

A razão fora dos colchetes mede a variação da eficiência técnica entre os períodos s e t . A expressão entre colchetes mede o deslocamento da tecnologia entre os períodos s e t avaliado em x_s e x_t , medindo assim a variação tecnológica entre estes dois períodos de tempo. Nestes termos, a variação da eficiência técnica (VET) e variação tecnológica (VT) são definidas, respectivamente, por:

$$VET = \frac{d_o^t(y_t, x_t)}{d_o^s(y_s, x_s)} \quad (5)$$

$$VT = \left[\frac{d_o^s(y_t, x_t)}{d_o^t(y_t, x_t)} \cdot \frac{d_o^s(y_s, x_s)}{d_o^t(y_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (6)$$

A próxima seção apresenta de forma detalhada a metodologia utilizada para calcular os índices de variação da eficiência técnica e variação tecnológica apresentados nas equações (5) e (6), respectivamente.

2.2- A fronteira de metaprodução estocástica

Para estimar as distâncias utilizadas no cálculo do índice de produtividade total de Malmquist podem ser utilizados diferentes métodos de medição. Lovell e Schmidt (1988) consideraram quatro abordagens metodológicas: a programação pura, a programação modificada, a fronteira determinística e a fronteira estocástica. O método de programação pura utiliza uma sequência de programas lineares (*piecewise linear fit*) para construir uma fronteira de transformação e para medir sua eficiência relativa. A técnica foi proposta por Farrel (1957) e desenvolvida por Charnes, Cooper & Rhodes (1978) e por Fare & Lovell (1978). Esse método é conhecido como Data Envelopment Analysis (DEA).

O método de programação modificada também utiliza uma sequência de problemas de programação linear para construir fronteiras e computar a sua eficiência relativa, mas difere da programação pura apenas devido ao fato da fronteira ser construída parametricamente. Este método foi sugerido por Farrel (1957) e aperfeiçoado por Aigner & Chu (1968), Forsund & Jansen (1977) e Forsund & Hjalmarsson (1979).

O terceiro método, em contraste com os anteriores, utiliza técnicas estatísticas para estimar a fronteira e computar a ineficiência. Foi proposto por Afriat (1972) e ampliado por Richmond (1974) e Greene (1980), entre outros. Neste caso, a fronteira também é determinística⁷, sendo que todos os desvios desta são atribuídos à ineficiência da firma.

⁷ Considerando o modelo $\ln(Y_i) = X_i\beta - U_i$, o termo “ fronteira determinística” é utilizado porque o produto observado Y_i é limitado superiormente por uma quantidade não estocástica, $\exp(X_i\beta)$.

A quarta e última abordagem metodológica considera uma fronteira estocástica⁸, a qual utiliza técnicas estatísticas para estimar a fronteira e computar a sua eficiência relativa. Este método foi simultaneamente proposto por Aigner, Lovell & Schmidt (1977) e Meeusen & Broeck (1977). A sua principal vantagem é que, ao contrário dos outros métodos, introduz um componente de erro para representar os ruídos, erros de medição, etc. Além do mais, permite a decomposição dos ruídos em dois componentes: os ruídos aleatórios e os efeitos de ineficiência técnica de produção.

De acordo com Lovell e Schmidt (1988), os métodos acima diferem, portanto, no modo como a fronteira é especificada (não-paramétrica e paramétrica), como a fronteira é construída (técnicas estatísticas ou de programação linear) e no modo como os desvios da fronteira são interpretados (ineficiência ou uma mistura de ineficiência e ruído).

Nesse capítulo, além de calcular as distâncias utilizadas na construção do índice de Malmquist procura-se também analisar os fatores que influenciam a ineficiência técnica da produção agrícola entre os anos de 1970 e 1995, portanto dentre as metodologias anteriormente citadas o quarto método é o mais adequado, pois permite que os desvios em relação à fronteira sejam separados em ruídos e ineficiência.

Adicionalmente, será utilizado o conceito de fronteiras de metaprodução estocástica proposto, originalmente, Hayami & Ruttan (1970,1971). A fronteira de metaprodução é definida como o envelope das funções de produção neoclássicas das firmas mais produtivas. Esse conceito é teoricamente atrativo porque se baseia na simples hipótese de que todas as firmas em diferentes regiões têm acesso potencial à mesma tecnologia. Neste estudo, os estados brasileiros assumirão o papel das firmas no sistema produtivo.

2.3. O modelo de fronteira estocástica

⁸ O modelo $\ln(Y_i) = X_i\beta + V_i - U_i$ é chamado de fronteira de produção estocástica porque o valor do produto observado Y_i é limitado superiormente por uma variável estocástica (aleatória), $\exp(X_i\beta + V_i)$. O erro aleatório, V_i , pode ser positivo ou negativo e o produto varia em torno da parte determinística do modelo.

A fronteira estocástica não é um modelo sem problemas. A principal crítica em relação a essa abordagem é que embora as medidas de eficiência sejam sensíveis as suposições distribucionais para os efeitos das ineficiências, U_i , não existe *a priori* nenhuma justificativa para a seleção de qualquer distribuição.

As especificações mais utilizadas são a normal-truncada⁹ e *gamma* dois parâmetros. A distribuição *normal-truncada* é uma generalização da distribuição *half-normal*, a qual é obtida pela truncação em zero da distribuição normal com média μ e variância σ^2 . Se μ é pré-assumido como sendo zero, então a distribuição é *half-normal*¹⁰. A estimação de uma fronteira estocástica normal-truncada envolve a estimação do parâmetro μ juntamente com os outros parâmetros do modelo.

No presente estudo a fronteira estocástica de produção é estimada com base em um painel de dados. A utilização de dados em painel permite que diferentes formas distribucionais possam ser assumidas para os U_i . Kumbhakar (1990) sugeriu um modelo no qual os efeitos da ineficiência técnica variam ao longo do tempo. Assim os efeitos da ineficiência são assumidos como tendo uma distribuição *half-normal*.

Schmidt e Sickles (1984) observaram que não é necessário especificar uma particular distribuição para os efeitos da ineficiência, porque os parâmetros do modelo podem ser estimados usando o tradicional método de estimação para dados em painel com efeitos fixos (variáveis Dummy) ou estimação dos componentes de erro.

No entanto, para se estimar a fronteira estocástica da produção agrícola brasileira no presente estudo utilizou-se a especificação proposta por Battese e Coelli (1992), o qual consiste de um modelo *time-varying* para os efeitos da ineficiência técnica, onde os U_{is}

⁹ A distribuição normal-truncada é utilizada nos programas LIMDEP e FRONTIER.

¹⁰ A distribuição *half-normal* tem moda em zero, isso significa que existe uma maior probabilidade de que os efeitos da ineficiência estejam na vizinhança de zero. Isso, por sua vez, implica escores de eficiência técnica relativamente altos.

são assumidos como variáveis aleatórias identicamente e independentemente distribuídos assumindo-se uma distribuição normal truncada.

Uma das principais vantagens desse modelo é que as variações na ineficiência técnica ao longo do tempo podem ser separadas das variações tecnológicas, e essa distinção só é possível porque os efeitos da ineficiência são estocásticos e tem distribuição especificada.

Supondo a existência de N_j estados na j -ésima região brasileira, a fronteira estocástica de produção agrícola é definida como:

$$Y_{ijt} = f(x_{ijt}, \beta_{jt}) e^{V_{ijt} - U_{ijt}}, \quad i=1, 2, \dots, N_j; j=1, 2, \dots, J; t=1, 2, \dots, T; \quad (7)$$

onde,

Y_{ijt} representa o valor do produto do i -ésimo estado da j -ésima região no período t ;

x_{ijt} é um vetor (1 x K) de fatores de produção que explicam o produto Y_{ijt} ;

β é um vetor (1 x K) de parâmetros a serem estimados;

V_{ij} representam as variações ao acaso em relação à fronteira, capturando erros de medição, choques aleatórios fora do controle dos produtores do estado. São, por hipótese, independentes e identicamente distribuídos (i.i.d) com distribuição $N(0, \sigma_v^2)$.

U_{ij} são variáveis aleatórias não-negativas associadas a ineficiência técnica de produção, as quais são independentemente distribuídas com distribuição $N(\mu_{ijt}, \sigma_u^2)$, truncadas em zero¹¹ e independentes dos V_{ij} .

Omitindo, por simplicidade, o subscrito j das variáveis na função de produção, a expressão (7) passa a ser escrita como:

¹¹A evidência empírica tem mostrado que a eficiência média amostral é sensível às hipóteses distribucionais da ineficiência técnica. Em geral, em trabalhos empíricos, supõe-se que ineficiência tenha distribuições tais como half-Normal, Gama e exponencial. No entanto, existe também evidências de que a ordenação dos

$$Y_{it} = f(x_{it}, \beta_t) e^{V_{it} - U_{it}} \quad i= 1, 2, \dots, N_j; t= 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

A fronteira de metaprodução, quando são considerados todos os estados do país, é definida como:

$$Y_{it} = f(x_{it}, \beta_t^*) e^{V_{it}^* - U_{it}^*} \quad i= 1, 2, \dots, N_j; t= 1, 2, \dots, T \quad (9)$$

onde $N = \sum_{j=1}^J N_j$ é o número total de estados do país e as suposições para V_{it}^* e U_{it}^* são

análogas às feitas para V_{it} e U_{it} , respectivamente.

Assim, tem-se que os parâmetros da função de fronteira regional são estimados utilizando-se dados dos estados que pertencem a esta região enquanto, os parâmetros da função de metaprodução são estimados usando os dados referentes a todos os estados do país.

As funções distâncias requeridas para o cálculo do índice de produtividade total de Malmquist, de acordo com a expressão (4), são calculadas com base na estimação das equações (8) e (9). Os índices de variação da eficiência técnica e variação tecnológica definidos, respectivamente, pelas equações (5) e (6) são multiplicados para se obter então o índice de produtividade total de Malmquist, como definido pela equação (4).

2.4. Razões de produtividade potencial e eficiência técnica

De acordo com o que foi especificado na equação (8), o produto observado para o i -ésimo estado de uma região pode ser expresso por $Y_{it} = f(x_{it}, \beta) e^{V_{it} - U_{it}}$. Considerando a equação de metaprodução (9), este nível de produto também pode ser escrito como

escores de eficiência e a composição dos decís inferiores e superiores não são em geral sensíveis quando se supõe uma destas distribuições. Veja, por exemplo, Kumbhakar e Lovell (2000).

$Y_{it} = f(x_{it}, \beta^*) e^{V_{it}^* - U_{it}^*}$. Definindo $f(x_{it}, \beta) = x\beta$ e $f(x_{it}, \beta^*) = x\beta^*$ tem-se, evidentemente, que $x_{it}\beta + V_{it} - U_{it} = x_{it}\beta^* + V_{it}^* - U_{it}^*$. Desde que $f(x_{it}, \beta^*)$ é a função de metaprodução, a condição $x_i\beta \leq x_i\beta^*$ deve ser satisfeita para valores determinísticos de $x_i\beta$ e $x_i\beta^*$.

Assim sendo, para que a função de metaprodução estimada seja a envoltória das funções de produção das regiões, deve-se esperar que aquela condição seja satisfeita. Isto posto, a razão entre as funções de produção (8) e (9) determina a seguinte relação de identidade:

$$1 = \frac{e^{x_i\beta}}{e^{x_i\beta^*}} \cdot \frac{e^{V_i}}{e^{V_i^*}} \cdot \frac{e^{-U_i}}{e^{-U_i^*}} \quad (10)$$

As três razões do lado direito da equação (10) são chamadas de razão de produtividade potencial (RPP), razão de erro aleatório (REA) e razão de eficiência técnica (RET). Da função de produção, definida em (8), pode-se escrever $e^{-U_{it}} = \frac{Y_{it}}{f(x_{it}, \beta) e^{V_{it}}}$. Esta última expressão mede a eficiência técnica de produção, aqui denominada de ET_i , pois ela determina de quanto o produto observado Y_{it} está distante do produto potencial máximo $f(x_{it}, \beta) e^{V_{it}}$ ¹². Assim, tem-se:

$$RPP_i \equiv \frac{e^{x_i\beta}}{e^{x_i\beta^*}} \equiv e^{-x_i(\beta^* - \beta)} \quad (11)$$

$$RET_i \equiv \frac{e^{-U_i}}{e^{-U_i^*}} \equiv \frac{ET_i}{ET_i^*} \quad (12)$$

¹² Dada a função de produção $f(x_{it}, \beta)$, desde que a tecnologia é definida como $P(x) = \{(x_t, y_t) : x_t \text{ possa produzir } y_t\}$, esta pode ser escrita equivalentemente como $P(x) = \{(x_t, y_t) : y_t \leq f(x_{it}, \beta)\}$. Em vista dessa expressão, a função distância (2) pode analogamente ser

A razão de produtividade potencial indica o potencial para o incremento de produtividade de uma região, dada a tecnologia localmente disponível em relação à tecnologia disponível para o país. A razão de eficiência técnica indica a ordem do viés da eficiência técnica usando a fronteira regional em relação à tecnologia disponível no país, ou seja, mostra a diferença entre a eficiência técnica dos estados de uma região em relação aos demais estados.

3-ESPECIFICAÇÃO DO MODELO ECONOMETRICO.

3.1. Fonte dos dados e definição das variáveis

A amostra de dados utilizada para a estimação do modelo econométrico foi obtida dos Censos Agropecuários (IBGE) com dados quinquenais referentes aos 25 estados brasileiros no período de 1970 a 1995¹³, formando um painel de dados com 125 observações¹⁴.

Um dos principais problemas nos estudos de produtividade se refere à construção da série de capital (Solow,1963). Por se tratar de um insumo que gera serviços por um período de tempo relativamente longo, há uma série de dificuldades de mensuração. Dentre eles pode-se citar inicialmente que em cada período de tempo existe uma grande diversidade na qualidade dos bens duráveis. Segundo, ao longo do tempo, as diferenças qualitativas tornam-se mais acentuadas. Nos estudos sobre produtividade agrícola no Brasil o estoque de capital é mensurado de diferentes formas. Barros (1999) representa o estoque de capital utilizando o estoque de tratores em número, potência e valor. Em Pereira (1999) esse estoque é dado pela potência dos tratores. Vicente, Anfalos e Caser (2001) trabalham com o número de tratores e

expressa como $D_0^t(x_t, y_t) = \text{Inf}\{\theta : y_t / \theta \leq f(x_{it}, \beta)\}$. Daí, tem-se que $\theta \geq y_t / f(x_{it}, \beta)$. Como o ínfimo (*Inf*) de um conjunto é a maior das cotas inferiores, conclui-se que $D_0^t(x_t, y_t) = y_t / f(x_{it}, \beta)$.

¹³ No ano de 1995 o IBGE adotou como período de referência ao ano agrícola (95/96) ao contrário dos anos anteriores que foi o ano civil.

¹⁴ Nos Censos de 1970 e 1975, os dados do Mato Grosso incluíam Mato Grosso do Sul e Goiás incluíam Tocantins. Portanto, para evitar comparações inadequadas, os dados referentes a esses estados foram somados nos anos seguintes.

colheitadeiras. Nesse estudo, o capital é representado pelo número de máquinas e instrumentos agrícolas, incluindo, tratores, arados e máquinas para plantio e colheita.

Os dados necessários para a construção das variáveis utilizadas na estimação da função de produção são:

- a) Valor da produção: considera-se o setor de lavouras (permanentes e temporárias), a qual representa aproximadamente 85% do valor total da produção do setor agrícola;**
- b) Terra: obtido a partir das áreas plantadas com lavouras permanentes e temporárias;**
- c) Trabalho: refere-se ao pessoal ocupado, incluindo os responsáveis e membros da família, empregados permanentes e temporários, parceiros e outras condições;**
- d) Capital: representado pelo número de máquinas e instrumentos agrícolas, incluindo, tratores, arados e máquinas para plantio e colheita.**
- e) Insumos modernos: calculados com base nas despesas declaradas com fertilizantes, defensivos, sementes e mudas¹⁵;**

Para modelar a ineficiência foram utilizadas as seguintes informações:

- a) Índice de Gini de concentração de terra;**
- b) Utilização de irrigação: construído a partir da relação entre a área destinada ao cultivo de lavouras permanentes e temporárias nas quais utilizam qualquer**

¹⁵Na construção dessa variável Gasques e Conceição (2000) desconsideram as despesas com sementes e mudas e adicionam os seguintes fatores: lenha, querosene, carvão vegetal, gasolina, gás liquefeito de petróleo, energia elétrica, álcool, bagaço, óleo combustível e resíduo vegetal, que representam cerca de 5%

sistema de irrigação (inundação, infiltração, aspersão, outros) e a área total utilizada.

- c) **Investimento em capital:** representa a parcela da renda destinada ao aumento do estoque de capital. Foi calculado a partir da relação entre os gastos anuais com investimento em capital e o valor da produção do setor de lavouras;
- d) **Despesas bancárias:** obtido pela razão entre essas despesas e o valor da produção de lavouras. Mostra a fração da renda destinada ao pagamento dos juros dos empréstimos e taxas bancárias.
- e) **Financiamentos SNCR:** calculado pela razão entre o suprimento de recursos financeiros obtidos de instituições integrantes do sistema nacional de crédito rural (SNCR) e o total de financiamentos (financiamento de particulares, entidades do governo e privadas).

A forma funcional especificada para representar a tecnologia de produção agrícola brasileira (função de metaprodução) para dados em painel, é uma função translog¹⁶ descrita por:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{24} \alpha_k D_k + \sum_{i=1}^4 \beta_k \ln X_{kit} + 2 \sum_{k < l=1}^4 \beta_{kl} (\ln X_{kit})(\ln X_{lit}) + \sum_{k=l=1}^4 \beta_{kl} (\ln X_{kit})(\ln X_{lit}) + \sum_{k=1}^4 \beta_{kt} \ln(X_{kit}) \cdot t + \beta_t t + \beta_{tt} t^2 + V_{it} - U_{it}, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N_j; \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (13)$$

O efeito da ineficiência técnica, U_{it} , é modelado de acordo com a equação:

de participação no custo total, sendo pouco provável que sejam capazes de afetar significativamente os resultados.

¹⁶ Em geral a forma funcional Cobb-Douglas é utilizada em virtude da simplicidade de sua estimação. No entanto, utilizando-se os dados amostrais, fez-se o teste da razão de verossimilhança generalizada o qual indicou que a forma funcional translog é mais adequada do que a Cobb-Douglas. Adicionalmente, a translog é uma aproximação de segunda ordem para qualquer outra função de produção além de produzir elasticidades variáveis, ao contrário do que ocorre com a Cobb-Douglas. Outro ponto importante é que o produto na translog é explicado pelas interações entre os fatores de produção.

$$U_{it} = \delta_0 + \sum_{k=1}^6 \delta_k Z_{kit} + w_{it}, \quad i = 1, 2, 3, \dots, N_j \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (14)$$

onde os subscritos i e t representam, respectivamente, a i -ésima unidade da Federação e o t -ésimo período de tempo; Y denota o valor produção agrícola, em R\$1.000,00; D é uma variável Dummy que capta as diferenças específicas entre os estados através dos interceptos; X_1 representa terra, em hectares; X_2 representa o trabalho; X_3 refere-se ao capital, em unidades; X_4 representa a utilização de insumos modernos, em R\$1.000,00; e, t é o ano da observação, onde $t = 1, 2, \dots, 5$ representa os anos entre 1970 e 1995/96; V_{it} e U_{it} são variáveis aleatórias definidas anteriormente; Z_1 denota o índice de concentração de terra; Z_2 é a utilização de irrigação; Z_3 representa o investimento em capital; Z_4 são as despesas bancárias; Z_5 são os financiamentos SNCR; Z_6 refere-se ao tempo; W_{it} são variáveis aleatórias não observáveis, independentes e normalmente distribuídas com média zero e variância constante σ_w^2 .

Os parâmetros da fronteira de produção estocástica podem ser estimados usando o método máxima verossimilhança (ML) ou o método dos mínimos quadrados ordinários corrigidos (COLS). Os estimadores ML são assintoticamente mais eficientes que os estimadores COLS, no entanto as propriedades dos dois estimadores em amostras finitas não podem ser analiticamente determinadas.

As propriedades de amostras finitas de um modelo de fronteira estocástica onde os efeitos da ineficiência assumem distribuição *half-normal* foram investigados em Coelli (1995), o qual verificou que em relação a contribuição dos efeitos da ineficiência na variância total, os estimadores ML foram melhores que os COLS. Dado esse resultado e a disponibilidade de rotinas automáticas ML nos pacotes econométricos (LIMDEP, FRONTIER), o estimador ML é mais utilizado.

Para estimar as fronteiras estocásticas de produção utilizou-se o programa computacional Frontier 4.1 [ver Coelli (1996)]. A equação (13) foi estimada admitindo-se efeitos fixos. Isto foi feito para diferenciar os efeitos específicos de cada um dos estados.

Como todos os estados brasileiros estão sendo utilizados, a estimação com efeitos fixos nesse caso é mais apropriada. Antes dessa estimação, realizou-se o teste de Hausman para verificar uma possível endogeneidade da variável capital. Para um nível de significância de 5% rejeitou-se a hipótese de endogeneidade dessa variável.

A função de máxima verossimilhança foi reparametrizada em termos do parâmetro $\gamma = \sigma_u / (\sigma_u + \sigma_v)$ de modo que os efeitos da ineficiência técnica do modelo, podem ser verificado através de testes estatísticos. Se γ é considerado estatisticamente igual a zero, não há influência da ineficiência técnica no modelo, podendo-se então aplicar mínimos quadrados ordinários para efeito de estimação dos parâmetros. Quanto mais próximo γ estiver de um, maior é a importância da ineficiência técnica no modelo.

Para calcular as funções distâncias utilizadas no índice de Malmquist é necessário que se imponha retornos constantes de escala sobre a tecnologia utilizada para que se obtenha resultados mais precisos. Para tanto são requeridas as seguintes restrições na equação (13):

$$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1;$$

$$\beta_{11} + \beta_{12} + \beta_{13} = 0;$$

$$\beta_{12} + \beta_{22} + \beta_{23} = 0;$$

$$\beta_{13} + \beta_{23} + \beta_{33} = 0$$

$$\beta_{1t} + \beta_{2t} + \beta_{3t} = 0.$$

4- RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nessa seção, inicialmente são apresentados e discutidos os resultados dos ajustamentos das fronteiras regionais e metaprodução. Analisa-se, inicialmente, como as variáveis explicativas influenciam a eficiência técnica na agricultura no Brasil e em cada uma das regiões.. Dentre as variáveis selecionadas para explicar os efeitos das ineficiências espera-se, *a priori*, que estruturas fundiárias menos concentradas, maiores investimentos

anuais em capital, menores despesas com taxas e juros bancários e uma maior participação do governo no suprimento de recursos financeiros para agricultura possam reduzir as ineficiências técnicas desse setor.

A seguir faz-se uma análise comparativa sobre a magnitude da eficiência técnica, da razão de produtividade potencial e da razão de eficiência técnica em cada região. E, finalmente, procura-se mostrar a evolução da produtividade total dos fatores (PTF) entre os anos 1970 e 1995/96.

4.1. Estimativas e testes de hipóteses

As estimativas dos parâmetros das fronteiras de produção e os valores dos testes estatísticos estão apresentados nas Tabelas 1 a 6. Quando se utiliza o programa FRONTIER 4.1 impondo retornos constantes de escala na função de produção os parâmetros associados a algumas variáveis não são estimados, sendo obtidos com base nos valores de outros parâmetros e deste modo não apresentam a estatística t-Student (Apêndice A).

Para verificar se existe influência dos efeitos da ineficiência técnica no modelo foram testadas as hipóteses nula e alternativa, $H_0: \gamma = 0$ versus $H_1: \gamma > 0$, utilizando-se o teste da razão de verossimilhança (LR). Com base nesse teste, verificou-se que a hipótese nula foi rejeitada para a fronteira de metaprodução e para todas as fronteiras regionais¹⁷. Desse modo, o método de estimação proposto é mais adequado que o de mínimos quadrados ordinários. O valor de γ para a função de metaprodução indicou que 88,39% das variações residuais se devem aos efeitos da ineficiência técnica.

¹⁷ O valor crítico para um teste de tamanho $\alpha = 0.05$ é igual ao valor 2.71, que corresponde a $\chi_1^2(2\alpha)$. A estatística LR é dada por $LR = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\}$, onde $\ln[L(H_0)]$ e $\ln[L(H_1)]$ são, respectivamente, os valores das funções de logverossimilhança sob as hipóteses nula e alternativa, (Coelli, Rao & Battese, 1998).

Utilizando o teste da razão de verossimilhança¹⁸ testou-se também a hipótese nula, de que todas regiões são representadas por uma única fronteira de produção estocástica. O valor calculado da estatística (LR=276.74) excede o valor da distribuição qui-quadrado com 80 graus de liberdade para $\alpha=0.05$, indicando que existem diferenças significantes entre os cinco modelos de fronteira regionais e, portanto, a fronteira de metaprodução pode ser usada na presente análise.

Realizando-se o teste de White verificou-se a presença de heterocedasticidade nos resíduos do modelo de ineficiência. Desse modo, os desvios-padrões obtidos pelo método da máxima verossimilhança foram substituídos pelos desvios-padrões corrigidos através do método de White. Analisando-se os parâmetros do modelo de ineficiência associado a fronteira de metaprodução, verificou-se que os coeficientes relacionados as variáveis “investimento em capital”, “despesas bancárias”, “financiamentos SNCR” e “tempo” mostraram-se significativos e com sinais esperados. Assim, verifica-se que os investimentos em máquinas, os financiamentos do governo e o tempo contribuem para a redução da ineficiência técnica da produção agrícola. Enquanto que as despesas com juros e taxas bancárias aumentam a ineficiência dessa atividade (Tabela 1).

Em relação à região Norte, verifica-se que a ineficiência explica 99,98% dos desvios em relação à fronteira de produção estimada. Apenas as variáveis “financiamentos SNCR” e “tempo” mostraram-se estatisticamente significantes, indicando que a ineficiência técnica tem aumentado ao longo do tempo e que um incremento da participação do suprimento de recursos financeiros obtidos de instituições integrantes do sistema nacional de crédito rural (SNCR) no total de financiamentos (financiamento de particulares, entidades do governo e privadas) aumentariam a eficiência da produção agrícola nessa região (Tabela 2). No Nordeste, 37,8% dos desvios em relação à fronteira são puramente aleatórios, enquanto 62,3% são explicados pelas ineficiências. Dentre as variáveis utilizadas no modelo, apenas as variáveis “financiamentos SNCR” e “tempo” diferem estatisticamente de zero. Porém nessa Região, ao contrário do que ocorre no

¹⁸ O valor da estatística LR, definida como $LR = -2\{\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]\}$, onde $\ln[L(H_0)]$ é a função de logverossimilhança da fronteira de metaprodução e $\ln[L(H_1)]$ corresponde a soma das funções de logverossimilhança para as diferentes fronteiras regionais.

Norte, o coeficiente associado à variável “tempo” indica que a ineficiência se reduz ao longo do tempo (Tabela 3).

Na região Sudeste as ineficiências explicam aproximadamente 90% das variações em torno da fronteira estimada. Adicionalmente, percebe-se que incrementos no uso de irrigação podem reduzir as ineficiências. Verifica-se ainda que a ineficiência técnica se reduz ao longo do tempo (Tabela 4).

TABELA 1
Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de metaprodução agrícola e do modelo de ineficiência técnica - 1970 a 1995¹.

Variável		Coeficientes	Teste t de Student
Fronteira Estocástica			
Constante	β_0	1,3774	5,1229
Terra	β_1	0,4542	-
Trabalho	β_2	0,5421	3,9714
Máquinas	β_3	0,0037	0,0350
Insumos Modernos	β_4	0,5874	6,8123
Terra x Trabalho	β_{12}	-0,0594	-2,7315
Terra x Máquinas	β_{13}	-0,0347	-1,4356
Terra x Insumos Modernos	β_{14}	-0,0529	-2,4047
Trabalho x Máquinas	β_{23}	0,0261	1,5122
Trabalho x Insumos Modernos	β_{24}	-0,0244	-1,3610
Máquinas x Insumos Modernos	β_{34}	0,0199	2,1218
(Terra) ²	β_{11}	0,1470	-
(Trabalho) ²	β_{22}	0,0577	-
(Máquinas) ²	β_{33}	-0,0113	-
(Insumos Modernos) ²	β_{44}	0,0574	-
Terra x Tempo	β_{1t}	-0,0089	-
Trabalho x Tempo	β_{2t}	0,0011	0,0794
Máquinas x Tempo	β_{3t}	0,0047	0,4985
Insumos Modernos x Tempo	β_{4t}	0,0032	0,2684
(Tempo) ²	β_{tt}	0,0062	1,5591
Ineficiência			
Constante	δ_0	0,4392	7,6118
Índice de Gini	δ_1	-0,1452	-1,0836
Índice de utilização de irrigação	δ_2	-0,0089	-1,5893
Índice de investimento em capital	δ_3	-0,1118	-11,2929
Índice de despesas bancárias	δ_4	0,0620	9,6875

Índice de financiamentos SNCR	δ_5	-0,0557	-7,3289
Tempo	δ_6	-0,4284	-50,4000
Variância			
	σ^2	0,0805	4,2921
	γ	0,8839	16,9639
	LR	26,6308	-
Log Verossimilhança		71,5969	-

Fonte: estimativa do autor.

¹As variáveis *Dummy* apresentaram-se significativas para $\alpha = 0.05$ nos estados de Roraima, Amapá, Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Alagoas, Minas Gerais, Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná e Rio Grande do Sul.

TABELA 2

Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção agrícola e do modelo de ineficiência técnica da Região Norte- 1970 a 1995¹.

Variável		Coeficientes	Teste t de Student
Fronteira Estocástica			
Constante	β_0	4,8609	4,6956
Terra	β_1	-2,9801	-
Trabalho	β_2	2,7634	0,6995
Máquinas	β_3	1,6599	3,1281
Insumos Modernos	β_4	-0,4431	-0,6905
Terra x Trabalho	β_{12}	-0,0570	-0,0408
Terra x Máquinas	β_{13}	-0,3715	-1,0330
Terra x Insumos Modernos	β_{14}	0,2108	1,8249
Trabalho x Máquinas	β_{23}	0,2732	0,8919
Trabalho x Insumos Modernos	β_{24}	-0,1875	-33,0077
Máquinas x Insumos Modernos	β_{34}	-0,0529	-0,7239
(Terra) ²	β_{11}	0,2178	-
(Trabalho) ²	β_{22}	-0,0187	-
(Máquinas) ²	β_{33}	0,1512	-
(Insumos Modernos) ²	β_{44}	0,0396	-
Terra x Tempo	β_{1t}	0,1107	-
Trabalho x Tempo	β_{2t}	-0,0756	-0,2584
Máquinas x Tempo	β_{3t}	-0,0735	-7,1498
Insumos Modernos x Tempo	β_{4t}	0,0384	1,0089
Tempo	β_t	-0,0336	-1,4938
Ineficiência			
Constante	δ_0	0,1912	0,1608
Índice de Gini	δ_1	-1,0452	-0,3747
Índice de utilização de irrigação	δ_2	0,0053	0,0331
Índice de investimento em capital	δ_3	0,0240	0,1771
Índice de despesas bancárias	δ_4	0,1574	0,7847
Índice de financiamentos SNCR	δ_5	-0,3199	-3,9574
Tempo	δ_6	0,1131	3,0818

Variância		
σ^2	0,0132	0,7691
γ	0,9998	3603,4711
LR	37,3799	-
Log Verossimilhança	43,6763	-

Fonte: estimativa do autor.

¹As variáveis *Dummy* não apresentaram-se significativas para um nível de $\alpha = 0,05$

TABELA 3

Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção agrícola e do modelo de ineficiência técnica da região Nordeste - 1970 a 1995¹.

Variável		Coeficientes	Teste t de Student
Fronteira Estocástica			
Constante	β_0	1,8136	3,0063
Terra	β_1	0,2668	-
Trabalho	β_2	0,3336	0,9264
Máquinas	β_3	0,4801	2,0057
Insumos Modernos	β_4	-0,0804	-0,4352
Terra x Trabalho	β_{12}	-0,0117	-0,1952
Terra x Máquinas	β_{13}	-0,0638	-1,0366
Terra x Insumos Modernos	β_{14}	0,1106	2,6144
Trabalho x Máquinas	β_{23}	0,0375	0,7968
Trabalho x Insumos Modernos	β_{24}	-0,1102	-3,1929
Máquinas x Insumos Modernos	β_{34}	-0,0365	-1,4899
(Terra) ²	β_{11}	-0,0351	-
(Trabalho) ²	β_{22}	0,0844	-
(Máquinas) ²	β_{33}	0,0628	-
(Insumos Modernos) ²	β_{44}	0,0360	-
Ineficiência			
Constante	δ_0	0,6999	1,6246
Índice de Gini	δ_1	-0,0603	-0,0716
Índice de utilização de irrigação	δ_2	0,0147	0,3204
Índice de investimento em capital	δ_3	-0,0065	-0,1219
Índice de despesas bancárias	δ_4	0,0324	0,5879
Índice de financiamentos SNCR	δ_5	-0,5568	-2,6141
Tempo	δ_6	-0,2420	-3,9260
Variância			
	σ^2	0,0177	3,9278
	γ	0,6227	3,7057
	LR	24,3549	-
Log Verossimilhança		37,1808	-

Fonte: estimativa do autor

¹As variáveis *Dummy* apresentaram-se significativas para $\alpha = 0,05$ nos estados do Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba.

TABELA 4

Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção agrícola e do modelo de ineficiência técnica da região Sudeste - 1970 a 1995¹.

Variável		Coefficientes	Teste t de Student
Fronteira Estocástica			
Constante	β_0	18,3008	19,1459
Terra	β_1	-8,6390	-
Trabalho	β_2	1,7191	3,1099
Máquinas	β_3	10,0815	21,9508
Insumos Modernos	β_4	-2,1617	-8,8241
Terra x Trabalho	β_{12}	-0,0097	-0,0898
Terra x Máquinas	β_{13}	-1,0144	-15,3158
Terra x Insumos Modernos	β_{14}	0,1991	2,7326
Trabalho x Máquinas	β_{23}	0,0080	0,1957
Trabalho x Insumos Modernos	β_{24}	0,0283	0,5047
Máquinas x Insumos Modernos	β_{34}	-0,1756	-4,4823
(Terra) ²	β_{11}	0,8250	-
(Trabalho) ²	β_{22}	-0,0265	-
(Máquinas) ²	β_{33}	1,1820	-
(Insumos Modernos) ²	β_{44}	-0,0518	-
Terra x Tempo	β_{1t}	-0,0155	-
Trabalho x Tempo	β_{2t}	-0,3985	-7,7679
Máquinas x Tempo	β_{3t}	-0,0065	-0,1357
Insumos Modernos x Tempo	β_{4t}	0,4204	10,9351
Tempo	β_t	0,9408	6,7691
(Tempo) ²	β_{tt}	-0,1241	-16,1781
Ineficiência			
Constante	δ_0	-0,2887	-1,4363
Índice de Gini	δ_1	0,1728	0,3907
Índice de utilização de irrigação	δ_2	-0,1597	-4,0081
Índice de investimento em capital	δ_3	-0,0077	-0,1312
Índice de despesas bancárias	δ_4	0,0133	0,7896
Índice de financiamentos SNCR	δ_5	0,0599	1,2711
Tempo	δ_6	-0,0299	-2,0236
Variância			
	σ^2	0,0017	3,9752
	γ	0,9070	12,2635
	LR	18,5600	-

Log Verossimilhança	44,8110	-
---------------------	---------	---

Fonte: estimativa do autor

1. As variáveis *Dummy* apresentaram-se significativas para $\alpha = 0,05$ em todos os estados dessa região.

Com base na estimativa da fronteira de produção agrícola da região Sul constata-se que 98,5% das variações em torno da fronteira estimada devem-se as ineficiências. As variáveis “Índice de Gini”, “despesas bancárias” e “financiamentos SNCR”, apresentaram-se significativas, sendo que apenas a primeira apresentou sinal contrário ao esperado (Tabela 5).

Analisando-se a fronteira de produção estimada para o Centro-Oeste, verifica-se que a ineficiência explica 79,6% dos desvios. As variáveis “Índice de Gini”, “utilização de irrigação”, “investimento em capital” e “financiamentos SNCR” mostraram-se estatisticamente significantes (Tabela 6).

O sinal associado às variáveis “índice de Gini” e “Índice de investimento em capital” indicam que as unidades produtivas podem obter ganhos de eficiência técnica em estruturas fundiárias mais concentradas e que a ineficiência aumenta com os acréscimos anuais no estoque de capital.

4.2. Eficiências técnicas, razão de eficiência técnica e razão de produtividade potencial.

Para comparar as eficiências técnicas e o potencial de crescimento da produtividade entre as regiões, é importante que se discuta inicialmente sobre a evolução da eficiência técnica obtida a partir da estimação da fronteira de produção. O montante pelo qual uma unidade produtiva fica abaixo de suas fronteiras de produção representa a sua medida de ineficiência técnica.

A principal vantagem de se utilizar à fronteira de metaprodução é que os escores de eficiência obtidos a partir das fronteiras podem ser comparáveis entre as regiões. Na Tabela 7 são apresentados os escores de eficiência técnica das firmas para o período compreendido entre os anos de 1970 e 1995.

TABELA 5

Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção agrícola e do modelo de ineficiência técnica da região Sul - 1970 a 1995¹.

Variável		Coefficientes	Teste t de Student
Fronteira Estocástica			
Constante	β_0	2,5300	3,3300
Terra	β_1	-1,8590	-
Trabalho	β_2	3,7300	3,7700
Máquinas	β_3	-0,9810	-5,9900
Insumos Modernos	β_4	0,1100	0,2350
Terra x Trabalho	β_{12}	-0,7410	-3,5800
Terra x Máquinas	β_{13}	0,4220	3,9600
Terra x Insumos Modernos	β_{14}	-0,3490	-2,1300
Trabalho x Máquinas	β_{23}	0,1550	0,9390
Trabalho x Insumos Modernos	β_{24}	0,4410	4,8800
Máquinas x Insumos Modernos	β_{34}	-0,5120	-7,3600
(Terra) ²	β_{11}	0,6680	-
(Trabalho) ²	β_{22}	0,1450	-
(Máquinas) ²	β_{33}	-0,0650	-
(Insumos Modernos) ²	β_{44}	0,4200	-
Tempo	β_t	0,3290	5,3400
(Tempo) ²	β_{tt}	-0,0163	-2,7000
Ineficiência			
Constante	δ_0	0,1710	1,1800
Índice de Gini	δ_1	0,9770	2,8900
Índice de utilização de irrigação	δ_2	-0,0324	-1,6500
Índice de investimento em capital	δ_3	-0,0699	-1,0100
Índice de despesas bancárias	δ_4	0,0677	2,1900
Índice de financiamentos SNCR	δ_5	-0,0540	-3,3500
Tempo	δ_6	0,0070	0,4790
Variância			
	σ^2	0,0007	1,9100
	γ	0,9850	140,00
	LR	21,8430	-
Log Verossimilhança	-	45,1200	-

Fonte: estimativa do autor

¹ As variáveis *Dummy* apresentou significativa para $\alpha = 0.05$ apenas para o estado de Santa Catarina.

TABELA 6

Estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de produção agrícola e do modelo de ineficiência técnica da região Centro-Oeste - 1970 a 1995¹.

Variável		Coefficientes	Teste t de Student
Fronteira Estocástica			
Constante	β_0	-0,6560	-6,3300
Terra	β_1	2,3820	-
Trabalho	β_2	0,2740	2,5000
Máquinas	β_3	-0,5460	-9,9600
Insumos Modernos	β_4	-1,1100	-5,9000
Terra x Trabalho	β_{12}	-0,1110	-5,3000
Terra x Máquinas	β_{13}	0,1810	13,4000
Terra x Insumos Modernos	β_{14}	0,2630	4,9200
Trabalho x Máquinas	β_{23}	-0,1850	-31,9000
Trabalho x Insumos Modernos	β_{24}	0,0844	397,0000
Máquinas x Insumos Modernos	β_{34}	-0,0108	-0,3860
(Terra) ²	β_{11}	-0,3330	-
(Trabalho) ²	β_{22}	0,2116	-
(Máquinas) ²	β_{33}	0,0148	-
(Insumos Modernos) ²	β_{44}	-0,3366	-
(Tempo) ²	β_{tt}	0,0268	9,8900
Ineficiência			
Constante	δ_0	-0,1160	-1,1400
Índice de Gini	δ_1	-0,4620	-2,6300
Índice de utilização de irrigação	δ_2	-0,0645	-6,0300
Índice de investimento em capital	δ_3	0,1070	3,5900
Índice de despesas bancárias	δ_4	-0,0058	-0,2960
Índice de financiamentos SNCR	δ_5	-0,0408	-2,9900
Tempo	δ_6	0,0059	0,4270
Variância			
	σ^2	0,0006	3,1600
	γ	0,7960	3,6000
	LR	10,5298	-
Log Verossimilhança		39,1700	-

Fonte: estimativa do autor

¹ As variáveis *Dummy* apresentaram-se significativas para $\alpha = 0,05$ em todos os estados dessa região.

Considerando-se a tecnologia disponível para todo o setor agrícola brasileiro (metaprodução) verifica-se que, em relação às demais regiões, os estados do Centro-Oeste e Sul utilizam seus fatores produtivos de forma mais eficiente apresentando escores de

eficiência técnica de 90,98% e 89,96%, respectivamente. As regiões menos eficientes são o Sudeste (84,08%) e Nordeste (85,68). Em relação à tecnologia disponível para esse setor em cada região, os maiores níveis de eficiência técnica ocorreram no Sul (95,91%), Centro-Oeste (94,89%) e Sudeste (92,22%) (Tabela 7).

TABELA 7
Eficiências técnicas estimadas pela fronteira de metaprodução e fronteiras regionais -1970 a 1995

<i>Ano</i>	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Fronteira de metaprodução					
1970	0,7356	0,5774	0,5684	0,7258	0,8116
1975	0,8715	0,8896	0,8240	0,9351	0,9436
1980	0,9235	0,9149	0,8817	0,9263	0,9012
1985	0,9319	0,9352	0,9593	0,9568	0,9301
1995	0,9602	0,9670	0,9707	0,9540	0,9624
Média	0,8845	0,8568	0,8408	0,8996	0,9098
Fronteiras regionais					
1970	0,9676	0,6477	0,8010	0,9627	0,9195
1975	0,9535	0,8741	0,9580	0,9976	0,9554
1980	0,7896	0,9439	0,8815	0,9588	0,9333
1985	0,7549	0,9566	0,9772	0,9392	0,9445
1995	0,9085	0,9721	0,9934	0,9372	0,9920
Média	0,8748	0,8789	0,9222	0,9591	0,9489

Fonte: estimativa do autor.

As eficiências técnicas médias obtidas pelas fronteiras regionais são menores que as estimadas com base no conjunto de todos os estados brasileiros na região Norte em 1980, 1985 e 1995, no Nordeste em 1975, no Sudeste em 1980 e no Sul em 1985 e 1995. Nesses anos os escores de eficiência técnica dados pela fronteira de metaprodução referentes a são substituídos pelos seus valores correspondentes estimados pelas fronteiras regionais, para que o valor do produto agrícola estimado pela fronteira regional não seja maior do que o estimado pela metaprodução.

A análise comparativa da eficiência técnica entre as regiões pode ser feita com base na razão de eficiência técnica cujos valores indicam a ordem do viés dos escores de eficiência técnica obtidos pelas fronteiras regionais, em relação à tecnologia disponível para

o Brasil. As regiões Sul e Sudeste apresentam as maiores razões de eficiência técnica, mostrando que os estados dessas regiões são mais eficientes que os demais estados (Tabela 8)

TABELA 8

Razão de eficiência técnica da agricultura das regiões brasileira -1970 a 1995

<i>Ano</i>	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
1970	1,353	1,170	1,410	1,366	1,153
1975	1,107	1,020	1,172	1,068	1,034
1980	1,000	1,034	1,015	1,044	1,041
1985	1,004	1,025	1,023	1,022	1,016
1995	1,007	1,007	1,023	1,013	1,031
Média	1,094	1,051	1,129	1,102	1,055

Fonte: estimativa do autor.

A razão de produtividade potencial indica o potencial de crescimento de uma região e a capacidade de competir com as demais. Esses valores podem ser interpretados também como os *gaps* tecnológicos das firmas de cada região em relação ao nível nacional. Os níveis de produtividade das regiões brasileiras estão entre 88,5% e 95,1% do seu nível potencial. De modo geral, o potencial de produtividade cresceu entre os anos de 1970 e 1995, indicando que estas se tornaram relativamente mais competitivas.

A região Sudeste apresentou a menor razão de produtividade potencial média indicando que a tecnologia disponível para essa região se aproxima da tecnologia disponível para o país de modo que não há grande potencial de incremento da produtividade (Tabela 9).

TABELA 9

Razão produtividade potencial da agricultura das regiões brasileiras-1970 a 1995

<i>Ano</i>	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
1970	0,769	0,875	0,687	0,753	0,908
1975	0,927	0,955	0,833	0,961	0,990
1980	0,990	0,973	0,939	0,949	0,916
1985	1,000	0,976	0,981	0,981	0,920
1995	0,981	0,976	0,984	0,935	0,955
Média	0,933	0,951	0,885	0,916	0,938

Fonte: estimativa do autor.

4.3. Índice de produtividade total de Malmquist

Os dados das Tabela 10 mostram a evolução do índice de produtividade total dos fatores (PTF) de Malmquist e sua decomposição em índices de variação da eficiência técnica e variação tecnológica. Ao longo período compreendido entre os anos de 1970 e 1995 a agricultura brasileira apresentou ganhos de produtividade de aproximadamente 41%. Os maiores incrementos ocorreram nas regiões Sul (64,3%) e Sudeste (54,86). Apenas a região Nordeste apresentou desempenho inferior à média nacional, com um ganho de produtividade de apenas 22,88%.

Analisando-se as fontes de crescimento da PTF no Brasil e em cada uma das Regiões verifica-se que os ganhos de produtividade podem ser explicados quase que exclusivamente pelas variações tecnológicas, já que as variações na eficiência técnica foram muito pequenas. Na região Sul os ganhos de produtividade são atribuídos exclusivamente às variações tecnológicas, uma vez que ao longo do período ocorreram perdas de eficiência. Na região Sudeste a variação tecnológica foi de aproximadamente 53%, enquanto o ganho de eficiência foi de apenas 1,2%.

Em relação as variações na eficiência técnica verifica-se que as regiões Norte (3,09%), Nordeste (3,42%) e Centro-Oeste (3,5%), apresentaram desempenho superior à média nacional a qual, ao longo dos 25 anos analisados, foi de apenas 2,54%. Em termos de variação tecnológica, o Brasil acumulou ganhos médios de 37,62% entre os anos de 1970 e 1995. De modo semelhante aos ganhos de produtividade, as regiões que mais se destacaram foram o Sul e Sudeste, com variações de 64,79% e 53,02%, respectivamente. Por outro lado, a região Nordeste apresentou o pior desempenho, apresentando uma variação de 18,82%, ficando, desse modo, abaixo da média Nacional.

TABELA 10

Índices de variação da produtividade total dos fatores, variação da eficiência técnica e variação tecnológica no Brasil e nas regiões brasileiras de 1970 a 1995.

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
-----	--------	-------	----------	---------	-----	--------------

<i>Varição da produtividade total dos fatores</i>						
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1975	0,9978	1,1340	0,9877	0,9616	0,9073	0,9205
1980	1,1561	1,0631	1,0515	1,2514	1,4038	1,3472
1985	1,2773	1,3045	1,1790	1,2793	1,4878	1,3339
1995	1,4111	1,4685	1,2288	1,5486	1,6430	1,4974
<i>Varição da eficiência técnica</i>						
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1975	1,3719	1,1983	1,5654	1,4449	1,3053	1,1874
1980	1,0302	1,0638	1,0282	1,0754	0,9907	0,9543
1985	1,0323	1,0091	1,0233	1,0882	1,0332	1,0325
1995	1,0254	1,0309	1,0342	1,0120	0,9971	1,0350
<i>Varição tecnológica</i>						
1970	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1975	0,7273	0,9463	0,6309	0,6655	0,6951	0,7752
1980	1,1222	0,9993	1,0226	1,1636	1,4170	1,4117
1985	1,2374	1,2927	1,1522	1,1756	1,4400	1,2919
1995	1,3762	1,4244	1,1882	1,5302	1,6479	1,4467

Fonte: estimativa do autor.

Comparando-se estes resultados com os da literatura recente sobre produtividade agrícola no Brasil, verifica-se que esses resultados são semelhantes aos obtidos por Pereira (1999) que utilizando o índice de Malmquist também verificou que os ganhos de produtividade da agricultura brasileira (43,18%) foram obtidos com mais intensidade através do progresso tecnológico do que por ganhos de eficiência. E que as regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste apresentaram os maiores ganhos tecnológicos.

Os estudos que utilizaram o índice de Tornqvist e o método da contabilidade para calcular o crescimento da PTF encontraram taxas de crescimento mais elevadas que as estimadas pelo índice de Malmquist. Gasques e Conceição (2000) verificaram que a produtividade total dos fatores aumentou 79% entre 1970 e 1995, considerando também a explorações de animais no valor total da produção. Vicente, Anéfalos e Caser (2001), encontraram um valor de 65,97%, para o mesmo período, levando em consideração apenas o setor de lavouras. Barros (1999), considerando também o setor agrícola como um todo, encontrou uma elevação de 20% pelo método da contabilidade e valores entre 31% e 51% pelo índice de Tornqvist.

Uma importante questão a ser melhor entendida a partir dos resultados apresentados é porque as regiões brasileiras mostraram diferenças em relação ao padrão de evolução da produtividade total dos fatores e dos ganhos tecnológicos no setor agrícola. Embora o modelo apresentado não permita que se faça nenhuma inferência em relação aos fatores condicionantes desse comportamento, a literatura recente que analisa o crescimento endógeno das economias tem procurado explicar, tanto do ponto de vista teórico quanto empírico, esse padrão diferenciado relacionando-o às diferenças na dotação de capital humano entre as regiões (Lucas, 1988).

Os processos de criação, difusão e incorporação de novas tecnologias agrícolas em cada região estão diretamente associados aos seus níveis de investimentos diretos na formação de capital humano e nas atividades de pesquisa e desenvolvimento. Desse modo, o nível de qualificação dos trabalhadores rurais condiciona a adoção de novas tecnologias agrícolas. As regiões Sul e Sudeste do Brasil apresentam as maiores concentrações relativas de institutos de pesquisas agrícola e capital humano empregado nesse setor, enquanto nas regiões Norte e Nordeste estão os mais baixos índices. Dessa forma, pesquisas futuras que procurem relacionar essas variáveis seriam de grande importância para o melhor entendimento dos resultados encontrados.

5- CONCLUSÕES

Com base nos resultados obtidos da estimativa da função de metaprodução e das fronteiras regionais pode-se concluir que não se pode negligenciar os efeitos da ineficiência técnica, pois eles explicam grande parte das variações residuais em relação à fronteira de produção agrícola no Brasil.

Os escores de eficiência técnica indicam que, em relação à tecnologia disponível para o país, as regiões brasileiras que utilizaram seus recursos produtivos de forma mais eficiente são o Centro-Oeste e Sul. Considerando-se as tecnologias disponíveis para as regiões, a produção agrícola é obtida de forma mais eficiente no Sul, Centro-Oeste e

Sudeste. As regiões Sul e Sudeste apresentam as maiores razões de eficiência técnica, indicando que os estados dessas regiões são mais eficientes tecnicamente que os demais estados.

Ao longo do período analisado a agricultura brasileira não apresentou grandes avanços em relação aos ganhos de eficiência técnica. E esse desempenho poderia ser melhorado a partir de maiores níveis de investimento em capital, menores despesas bancárias (juros e taxas) e uma maior participação dos recursos do Governo no financiamento da atividade.

A evolução dos índices de produtividade total dos fatores (PTF) obtidos pelo índice de Malmquist mostra que entre os anos de 1970 e 1995 o setor agrícola brasileiro aumentou sua produtividade os quais foram explicados os quais foram explicados quase que exclusivamente pelas variações tecnológicas, já que as variações na eficiência técnica foram inexpressivas em todas as regiões. Apesar dos expressivos ganhos de produtividade o setor agrícola ainda pode tornar-se mais produtivo, pois em todas as regiões brasileiras o nível de produtividade ainda está abaixo do nível potencial.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AFRIAT, S.N. Efficiency estimation of production functions. **International Economic Review**, Philadelphia, v.13, n.3, p.568-598, 1972.

AIGNER, D.J.; CHU, S.F. On estimating the industry production function. **The American Economic Review**, v.58, n.4, p. 826-839, 1968.

AIGNER, D.J; LOVELL,C.A.K. , SCHMIDT,P.. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. **Journal of Econometrics**, v. 6, p.21-37.1977.

ARNADE, C.A. Productivity and technical change in brazilian agriculture. **Technical Bulletin Number**, n.1811, 1992 (Economic Research service, US Department of Agriculture)

ÁVILA, A.F.D; EVERSON, R.E. Total factor productivity growth in the brazilian agriculture and the role of agricultural research. In: **CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL**. Curitiba, 1995. Anais. Brasília: SOBER, 1995. p.631-657.

BARROS, A.L.M. de. **Capital produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995**, 1999.149p.Tese (Doutorado)- Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

BATTESSE, G.E; COELLI, T.J. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with application to paddy farmers in India. **Journal of Productivity Analysis**, v.3, p.153-169.

BATTESSE, G.E; RAO, D.S.P. **Productivity Potential and Technical Efficiency Levels of Firms in Different Regions Using a Stochastic Frontier Metaproduction Function Model.** Ago. 2001 (CEPA Working Paper, 6)

BATTESSE, G.E; RAO, D.S.P.;WALUJADI, D. **Technical Efficiency and Productivity of Garment Firms in Different Regions in Indonesia: A Stochastic Frontier Analysis Using a Time- varying Inefficiency Model and a Metaproduction Function.** Aug. 2001 (CEPA Working Paper, 7)

BONELLI, R; FONSECA,R. **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira.** Brasília:IPEA, 1988.43p. (Texto para Discussão n.557)

CHARNES, A.; COOPER, W.W.; RHODES. Measuring the Efficiency of Decision Making Units. **European Journal of Operational Research.** v.2 p.429-444.1978.

COELLI, T.J. Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Frontier Function: a Monte Carlo analysis, **Journal of Productivity Analysis**, v.6, p.247-268.

COELLI, T. J. **A Guide to Frontier Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation.**1996 (CEPA Working Paper, 07)

COELLI, T. J., RAO, D.S.P., BATTESE, G.E.. **An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis.** Kluwer Academic Publishers, Boston. 1998.

CONCEIÇÃO, P.H.Z. **Produtividade total e mudança técnica na agricultura brasileira, período 1955-1994.** Piracicaba, 1998. 88p. Tese (Doutorado)- Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

DIAS, R.S.; BACHA,C.J.C. Produtividade e progresso tecnológico na agricultura brasileira: 1970-19985. In: **Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural.** Poços de Caldas, 1998. Anais. Brasília: SOBER, p.211-221,1998.

FARE, R., et al. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Changes in Industrialised Countries. **American Economic Review**, 84, 66-83, 1994.

FARE,R.;LOVELL,C.A.K.measuring the Technical Efficiency of Production. **Journal of Economic Theory.** v.19.p.150-162.1978.

FARREL, M. J. A measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, v.120, p.254-290, 1957.

FORSUND, F.R.; JANSEN, E.S. On estimating average and best practice homothetic production functions via cost functions. **International Economic Review.** Philadelphia, v.18, n.2, p.463-476,1977.

FORSUND, F.R; HJALMARSSON, L. Generalized Farrel measures of efficiency: na application to milk processing in swedish dairy plants. **Economic Journal**, v.89, p.247-315, 1979.

FULGINITI, L., PERRIN, R.K. .Prices and Productivity in Agriculture. **The Review of Economics and Statistics**, 75, p.471-482. 1993.

_____. Agricultural productivity in developing countries. **Agricultural Economics**, v.19, n.1, p.45-51, 1998.

GASQUES, J.G.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R. **Crescimento e produtividade da agricultura brasileira**. Brasília : IPEA, 1998. 21p. (Texto para discussão, n. 502)

_____. **Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores**. Brasília : IPEA, 2000. (Texto para discussão, n. 768)

GREENE, W.H. Maximum likelihood estimation of econometric frontier functions. **Journal of Econometrics**, North-Holland, v.13, n.1, p.27-56, 1980.

HAYAMI, Y., RUTTAN, V. Agricultural Productivity Differences Among Countries. **American Economic Review**, 40, p.895-911.1970.

_____. **Agricultural Development: An International Perspective**. Baltimore. Johns Hopkins Press, 1971.

IBGE.INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Agropecuário**. Rio de Janeiro, 1970-1996.

IBGE.INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **A Agricultura em Grandes Números**. Rio de Janeiro, 1990.

KALIRAJAN, K. P. On measuring economic efficiency. **Journal of Applied Econometrics**, v.5, p. 75 –85, 1990.

KUMBHAKAR, S.C. Production Frontiers, Panel Data and Time-Varing Tecnical Inefficiency. **Journal of Econometrics**, v.46, p.201-211,1990.

KUMBHAKAR, S.C., LOVELL, C.A. K. **Stochastic Frontier Analysis**. Cambridge University Press. 2000.

LOVELL, C.A.K., SCHIMIDT, P. A comparasion of alternative approaches to the measurement of productive efficiency. In: **Applications of modern production theory**. Boston: Kluwer Academic Publishers, p.3-32, 1988.

LUCAS, Jr. ,R.E. “On the Mechanics of Economic Development”. **Journal of Monetary Economics**. v.22,p.3-42. 1988.

MALMQUIST,S. Index Numbers and Indifference Surfaces. **Trabajos de Estadísticas**.v.4,p.209-242.1953.

MEEUSEN,W. , BROECK, J.V.D. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error. **International Economic Review**, v.18, p.435-444. 1977.

PEREIRA, M. F. Evolução da Fronteira **Tecnológica Múltipla e da Produtividade Total dos Fatores do Setor Agropecuário Brasileiro de 1970 a 1996**. Florianópolis. Programa de Pós Graduação em Engenharia da Produção/UFSC.1999. Tese (Doutorado), Universidade Federal de Santa Catarina.

RICHMOND, J. Estimating the efficiency of production. **International Economic Review**, v.15, n.2, p.515-521, 1974.

SHEPHARD, R.W. **Theory of Cost and Production Functions**. Princeton ,Princeton University Press, 1970.

SHIMIDT, P.; SICKLES, R.C. Production Frontiers and Panel Data. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.2, p.367-374, 1984.

SOLOW, R. **Capital theory and the rate of return**. North. Amsterdam: North Publishing Company, 1963. 95p.

TUPY, O.; YAMAGUCHI, L.C.T. Eficiência e Produtividade: Conceitos e Medição. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo. v.45 (2). p. 39-51, 1988.

VICENTE, J.R.; ANEFALOS, L.C.; CASER,D.V.. Produtividade agrícola no Brasil, 1970-1995. **Agricultura em São Paulo**. São Paulo. v.48(2).p.33-35, 2001.

CAPÍTULO 2

PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES DA AGRICULTURA DOS PAÍSES SUL-AMERICANOS EM UM CONTEXTO DE INTEGRAÇÃO REGIONAL

1-INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, iniciou-se uma clara tendência à segmentação da economia mundial em blocos regionais substituindo-se as tradicionais negociações multilaterais entre os países, de modo que as economias foram induzidas a passarem por profundas transformações estruturais objetivando aumentar o nível de competitividade e garantir sua sobrevivência e inserção no mercado internacional.

No contexto da integração, em que os países se unem para obterem melhores condições de barganha no mercado internacional, foi concebido o Mercosul, Mercado Comum do Sul, formado pelo Brasil, Argentina, Paraguai e Uruguai. Através do Tratado de Assunção, assinado em 26 de março de 1991. Os países membros podendo atuar sem barreiras, poderiam diluir ou compensar as desvantagens setoriais ou nacionais e teriam a possibilidade de produzir mais, para um número maior de consumidores, aumentando, desta forma, a produtividade e reduzindo o custo final dos produtos.

De acordo com Toresan & Lanzer (1995), a consequência imediata de uma abertura comercial é a exposição dos produtos nacionais a uma dinâmica internacional de oferta e procura e, portanto, a existência de um leque muito maior de opções para o consumidor. Os produtos necessariamente deverão ter melhor qualidade e preço para permanecer no mercado.

De uma maneira geral, os efeitos da formação de áreas de livre comércio sobre a atividade econômica não são conclusivos. A experiência europeia tem mostrado a existência de convergência entre os membros da área de integração comercial, de modo que a renda *per capita* e a produtividade dos países mais pobres têm crescido mais rapidamente que dos mais ricos. Irlanda, Espanha e Portugal têm feito um substancial progresso em reduzir sua distância em relação aos membros mais ricos da União Europeia. (Venables, 1999)

No entanto, quando se analisa acordo regional entre países em desenvolvimento, como o Mercado Comum do Leste Africano, Mercado Comum da América Central ou Comunidade Econômica do Oeste da África, a evidência tem sido de divergência na performance econômica dos países membros desses acordos (Venables, 1999).

A teoria padrão de integração econômica, centrada principalmente nas idéias de Viner (1950), fala que os efeitos da integração na taxa de crescimento do produto e produtividade dos países membros podem ser ambíguos, mas fornece poucas explicações atraentes. Venables (1999) discute essas questões procurando identificar as características fundamentais dos países pertencentes a uma área de livre comércio regional que os tornam mais ou menos suscetível para promover a criação ou desvio do comércio.

Em particular, analisando-se a vantagem comparativa de um dos países membros em relação aos outros e em relação ao resto do mundo pode-se prever quem serão os ganhadores e perdedores dessa integração. Normalmente, na área de livre comércio um país que tem vantagem comparativa abaixo da média mundial é mais suscetível ao risco do desvio do comércio.

Assim, se um grupo de países em desenvolvimento formar uma área de livre comércio, existirá uma tendência dos países membros de mais baixa renda sofrer perda de produtividade e de renda real devido ao desvio do comércio. Isto porque muitos produtos importados poderiam ter custos menores proveniente do resto do

mundo, e devido ao tratamento preferencial que é dado aos países membros da área de livre comércio esses benefícios não são absorvidos.

Em contraste, se na área de livre comércio existe um país de renda muito elevada em relação aos outros membros e a média mundial, então os membros de renda mais baixa provavelmente convergirão para um padrão de renda mais elevada, devido à criação de comércio. Neste caso, os países mais pobres se beneficiarão mais da área de livre comércio do que os países mais ricos, levando a uma convergência mais rápida entre eles.

A despeito dos efeitos estáticos, deve-se levar em conta também os ganhos dinâmicos das áreas de livre comércio regional, os quais estão ligados principalmente às transferências tecnológicas que ocorrem dentro de um ambiente de maior integração comercial. Os trabalhos de Young (1991), Rivera-Batiz e Romer (1991), Grossman e Helpman (1990), Lucas (1988) e Krugman (1987) mostram que a integração comercial pode ter impacto positivo sobre a produtividade dos países que fazem parte desses acordos.

Diante da possibilidade de ganhos ou perdas de produtividade a partir de processos de integração comercial, procura-se estimar a produtividade total dos fatores utilizados na agricultura dos países sul-americanos antes e após a formação do Mercosul. Para tanto, utiliza-se um método de programação linear conhecido na literatura econômica como “*Data Envelopment Analysis (DEA)*”.

Além desta introdução, o artigo é composto das seguintes seções: a seção 2 apresenta de forma detalhada a metodologia empregada para estimar a fronteira de produção agrícola dos países da América do Sul e calcular o índice de produtividade total dos fatores de Malmquist. Na seção 3 são apresentados e analisados os resultados. As principais conclusões do artigo são discutidas na última seção.

2. O ÍNDICE DE MALMQUIST E A METODOLOGIA *DATA ENVELOPMENT ANALYSIS (DEA)*

Os números índices que medem as variações no produto mostram simplesmente o seu crescimento sem distinguir a contribuição do crescimento do uso dos insumos, variações da eficiência técnica e variações tecnológicas. Assim a variação no produto real pode ter ocorrido simplesmente devido as alterações no uso dos insumos. Nesse estudo procura-se calcular o crescimento do produto agrícola nos países sul-americanos examinando a contribuição das variações da eficiência técnica e variações tecnológicas sobre a PTF.

O índice de produtividade total dos fatores (PTF) mede a variação no produto total em relação a variação no uso de todos os insumos. Os índices de produtividade total podem ser utilizados para comparar unidades produtivas em um dado período do tempo ou entre dois períodos.

Considerando-se um único produto e um único insumo em dois períodos de tempo tem-se que y_s e y_t e x_s e x_t representam as quantidades observadas dos produtos e insumos produzidos por uma unidade produtiva nos períodos, s e t, respectivamente. Se as tecnologias de produção nesses dois períodos são representadas por $y_s = \lambda_s f_s(x)$ e $y_t = \lambda_t f_t(x)$, onde $0 \leq \lambda \leq 1$ em ambos os períodos, o índice de produtividade total dos fatores é dado por $PTF = \frac{\lambda_t}{\lambda_s} \cdot \frac{f_t(x_t)/x_t}{f_s(x_s)/x_s}$. Quando são assumidos retornos constantes de escala (RCS), os níveis de insumos usados nos dois períodos são iguais, $x_s = x_t$, de modo que o efeito escala torna-se igual a unidade e as duas razões que compõe o índice de produtividade total dos fatores representam as variações na eficiência técnica e variações tecnológicas.

No entanto, se a quantidade de insumos utilizada no período t é maior que no período s, de modo que $x_t = \kappa x_s$, onde $\kappa > 1$, o índice de produtividade total dos fatores será: $PTF = \frac{\lambda_t}{\lambda_s} \cdot \kappa^{\varepsilon(t)-1} \cdot \frac{f_t(x_s)}{f_s(x_s)}$, onde $\varepsilon(t)$ representa o grau de homogeneidade, em x_t , no

período t . Nesse caso, as razões que compõem o índice PTF é decomposto em: variações na eficiência técnica, variações na escala de operação e variações tecnológicas.

Os índices de produtividade total dos fatores (PTF) podem ser determinados através da utilização de vários números índices. Atualmente, os mais utilizados são os de Tornqvist/Fischer e Malmquist (1953). As principais vantagens em utilizar o índice de Malmquist é que este não requer que se assumam que todas as unidades produtivas sejam maximizadoras de lucro ou minimizadoras de custos; não necessita de dados de preços; e que o índice PTF pode ser decomposto em variações na eficiência técnica (deslocamento das unidades produtivas em direção à fronteira) e variações tecnológicas (deslocamento da própria fronteira). Por outro lado, a principal desvantagem deste método é que ele requer um painel de dados enquanto o índice Tornqvist/Fischer pode ser calculado a partir de apenas dois pontos no tempo.

O índice de Malmquist considera o conceito de *função distância* para medir as variações na produtividade total dos fatores entre dois períodos de tempo. As funções distância podem ser especificadas em relação a um conjunto de insumos ou de produtos¹⁹. No entanto, é razoável supor que alguns países possam ter restrições em relação a expansão do produto, desse modo, neste estudo utilizou-se a orientação pelo insumo.

Representando por $L(y)$ o conjunto de todos os vetores de insumos, x , que podem produzir o vetor de produtos, y , uma função distância orientada pelo insumo, $d_i(x, y) = \sup\{\rho : (x/\rho) \in L(y)\}$, caracteriza a tecnologia de produção através da contração proporcional mínima do vetor de insumos, dado um vetor de produtos²⁰. As propriedades das funções distância orientadas pelo insumo são: (i) não decrescente em x e crescente em y ; (ii) linearmente homogênea em x ; (iii) se x pertence ao conjunto de insumos de y

¹⁹ As funções distância podem descrever tecnologias de produção multi-produtos ou multi-insumos sem que seja preciso especificar uma função objetivo.

²⁰ A função distância orientada pelo produto, $d_o(x, y) = \min\{\delta : (y/\delta) \in P(x)\}$, determina a expansão proporcional máxima do vetor produto, dado o vetor insumo. As propriedades dos conjuntos $L(y)$, $P(x)$, e das funções distâncias estão sumarizadas em Coelli, Rao e Battese (1997).

então $d_i(x, y) \geq 1$; e (iv) a função distância é igual a unidade se x está sobre a fronteira a fronteira do conjunto de insumos (a isoquanta de y).

A figura 2.1 ilustra o conceito de função distância insumo orientada utilizando dois insumos, x_1 e x_2 , para produzir o vetor produto y . O conjunto de insumos, $L(y)$, corresponde a área limitada inferiormente pela isoquanta $isoq-L(y)$. O ponto A define o ponto de produção onde a firma A usa a quantidade x_{1A} do insumo 1 e x_{2A} do insumo 2, para produzir o vetor produto y . O valor da função distância para o ponto A dado pela razão $\rho = OA/OB$.

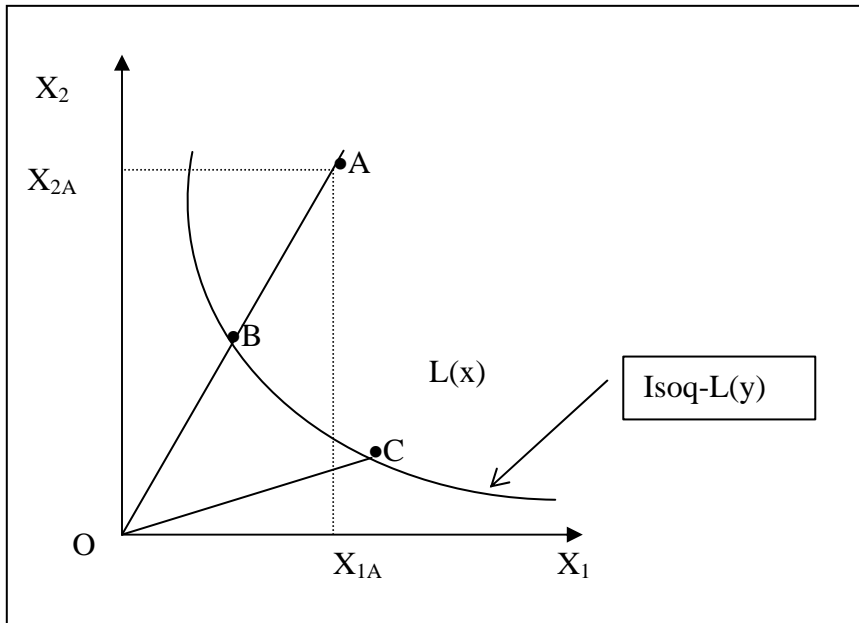


FIGURA 2.1- Função distância orientada pelo insumo e conjunto de requerimento de insumos.

De acordo com Caves, Chistensen & Diewert (1982), o índice de Malmquist para a tecnologia de referência ao período s é definido como $d_i^s(y_t, x_t) / d_i^s(y_s, x_s)$. Em referência à tecnologia do período t , o índice seria igual a $d_i^t(y_t, x_t) / d_i^t(y_s, x_s)$. No sentido de se evitar uma escolha arbitrária da tecnologia de referência, toma-se a média geométrica destes dois índices.²¹:

²¹ Esses dois índices (período s e t) serão equivalentes somente se a tecnologia é Hicks neutra em relação ao produto. Isto é, se as funções distância do produto podem ser representadas como $d_i^t(y, x) = A(t)d_i^t(y, x)$, para todo t .

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

A notação $d_i^s(y_t, x_t)$ representa a distância entre o ponto observado (y_t, x_t) , no período t, e a fronteira de produção insumo-orientado do período s. Um valor de $m_i(y_s, x_s, y_t, x_t)$ maior que 1 (um) indica um crescimento na produtividade total dos fatores entre os períodos s e t, enquanto que um valor menor que a unidade indica um declínio da PTF.

Uma maneira equivalente de escrever esse índice de produtividade é:

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

onde o primeiro termo do lado direito mede a variação na eficiência técnica insumo-orientada de Farrell²² entre os períodos s e t. O segundo termo mede a variação tecnológica. Assim os dois termos da equação (5) podem ser interpretados como:

$$\text{Variação na Eficiência Técnica} = \frac{d_i^t(y_t, x_t)}{d_i^s(y_s, x_s)} \quad (6)$$

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

Como foram discutidas no capítulo 1, as distâncias utilizadas no cálculo do índice de produtividade total de Malmquist podem ser obtidas a partir de métodos de programação (pura ou modificada) ou estimação de fronteiras (determinísticas e estocásticas). No entanto, as abordagens mais utilizadas têm sido a *Data Envelopment Analysis* (DEA) e a *Fronteira Estocástica*.

²² Devido a Farrell (1957).

As duas metodologias apresentam vantagens e desvantagens. As principais vantagens da fronteira estocástica em relação ao DEA, são que a primeira permite que os desvios em relação à fronteira de produção sejam decompostos em dois componentes: *ruídos* puramente aleatórios e ineficiência, enquanto que a metodologia DEA assume que todos os desvios em relação à fronteira devem-se as ineficiências técnicas. Por outro lado, a estimação de fronteiras estocásticas exige que uma particular forma funcional seja especificada e apenas um único produto pode ser considerado, enquanto que o DEA permite que múltiplos produtos e insumos sejam relacionados sem que se especifique nenhuma forma funcional (Cooper, Seiford & Tone, 2002). No presente estudo pretende-se calcular apenas os escores de ineficiência sem identificar os fatores que os influenciam, de modo que a metodologia DEA pode ser utilizada para estimar a fronteira de produção agrícola dos países da América do Sul.

A ineficiência das unidades produtivas representa uma das questões mais importantes da análise econômica. A medida de eficiência de Farrell (1957) obtida com base no método DEA pode assumir orientação pelo produto ou pelo insumo. O método DEA orientado pelo produto define a fronteira buscando o máximo incremento proporcional do produto, mantendo fixo o nível de insumos. Considerando-se a orientação pelo insumo a fronteira é definida com base na máxima redução proporcional possível no nível de utilização dos insumos de forma a manter constante o nível de produto.

A ineficiência técnica de um país que utiliza uma dada quantidade de insumo (x) para produzir um dado nível de produto (y), pode ser interpretada de duas maneiras: se assumirmos orientação pelo insumo, a distância entre o país e a fronteira de produção representa a percentagem pela qual a quantidade de todos os insumos deve ser reduzida para que a unidade produtiva seja plenamente eficiente. Adotando a hipótese de orientação pelo produto, a distância entre o país e a fronteira de produção determina quanto o produto pode ser expandido sem alterar a quantidade utilizada de insumos.

A diferença entre os escores de eficiência técnica obtida sob as suposições de retornos constantes e variáveis de escala determina a ineficiência de escala²³. A Figura 1 ilustra a ineficiência de escala.

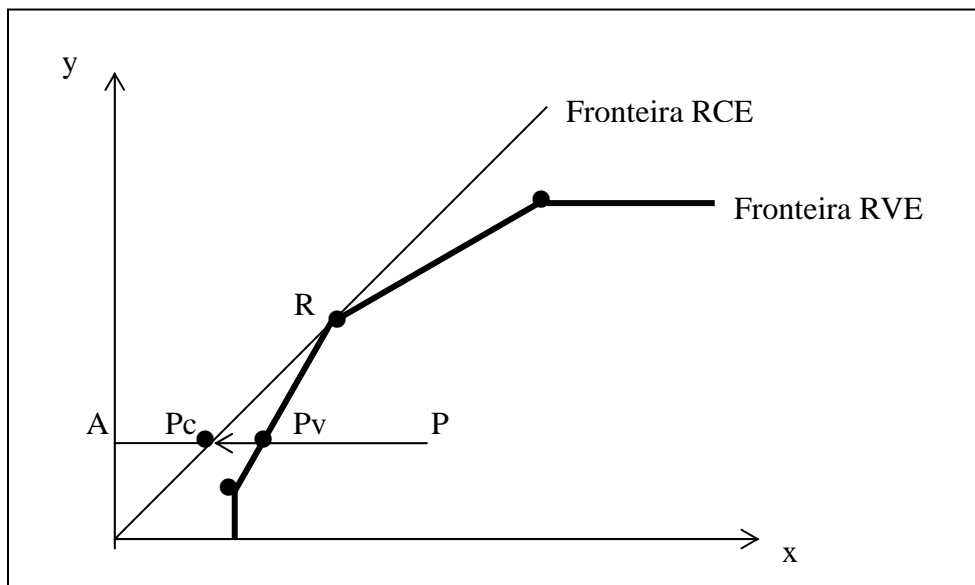


FIGURA 2.2- Cálculo das Economias de Escala

Para o país representado pelo ponto P, considerando retornos constantes de escala (RCE), a ineficiência técnica com orientação pelo insumo é dada pela distância PPc. Enquanto que, sob retornos variáveis de escala (RVE), a ineficiência técnica é PPv. A diferença entre essas duas medidas de eficiência técnica (ET), PcPv, representa a ineficiência de escala, a qual pode ser interpretada como a razão entre o produto médio de uma país operando nos pontos Pv e um ponto de escala tecnicamente ótima (ponto R)²⁴.

Supondo-se que existam m insumos e s produtos para um grupo de j países em um particular período de tempo, a medida de eficiência técnica é obtida resolvendo-se um problema de programação a partir do qual obtêm-se os “pesos” dos insumos v_i , $i=1, \dots, m$, e dos produtos u_r , $r=1, \dots, s$. Assim:

²³ A suposição de retornos constantes de escala permite que a tecnologia seja representada usando uma isoquanta unitária. Conhecendo a isoquanta unitária pode-se medir a eficiência técnica. Adicionalmente, sob essa suposição os valores escores de eficiência técnica obtidos independem do fato de o DEA ser orientado pelo insumo ou produto.

$$Max_{\{u,v\}} \left(\frac{u_1 y_{1i} + u_2 y_{2i} + \dots + u_s y_{si}}{v_1 x_{1i} + v_2 x_{2i} + \dots + v_m x_{mi}} \right)$$

sujeito a:

$$\frac{u_1 y_{1j} + u_2 y_{2j} + \dots + u_s y_{sj}}{v_1 x_{1j} + v_2 x_{2j} + \dots + v_m x_{mj}} \leq 1, \quad j=1,2,3,\dots,N \quad (1)$$

$$v_1, v_2, \dots, v_m \geq 0$$

$$u_1, u_2, \dots, u_s \geq 0$$

A idéia do modelo é determinar os “pesos” v_i e u_i que maximize a razão entre o produto potencial e o insumo potencial para o i -ésimo país, sujeito a restrição de que todas as medidas de eficiência técnica dos demais países da amostra devem ser menores ou iguais a unidade.

Para evitar que a formulação acima apresente infinitas soluções impõe-se a seguinte restrição: $v_1 x_{1i} + \dots + v_m x_{mi} = 1$. Assim sendo, o problema (1) pode ser reescrito na forma:

$$Max_{\{\mu,v\}} (\mu_1 y_{1i} + \dots + \mu_s y_{si})$$

sujeito a:

$$v_1 x_{1i} + \dots + v_m x_{mi} = 1$$

$$(\mu_1 y_{1j} + \dots + \mu_s y_{sj}) - (v_1 x_{1j} + \dots + v_m x_{mj}) \leq 0, \quad j=1,2,\dots,N \quad (2)$$

$$v_1, v_2, \dots, v_m \geq 0$$

$$\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_s \geq 0$$

²⁴ A suposição de retornos constantes de escala é apropriada apenas quando todos os países estão operando em sua escala ótima. No entanto, se esta situação não ocorre deve-se considerar o modelo DEA com retornos variáveis de escala.

A mudança de u e v para μ e ν indica que os problemas de programação linear (1) e (2) são diferentes.

Em função da dualidade em programação linear, o problema (2) também pode ser escrito como:

$$\underset{\{\theta, \lambda\}}{\text{Min}} \theta$$

sujeito a:

$$\begin{aligned} -y_i + Y\lambda &\geq 0 \\ \theta x_i - X\lambda &\geq 0 \\ \lambda &\geq 0 \end{aligned} \tag{3}$$

onde λ é um vetor de constantes de dimensão $N \times 1$ e θ é um escalar.

De acordo com a definição de Farrel (1957) o valor de θ será o escore de eficiência técnica do i -ésimo País. A eficiência técnica do i -ésimo país é determinada pelo valor de θ , o qual assume valores menores ou iguais a unidade. Se $\theta=1$ o país é plenamente eficiente e portanto está sobre a fronteira.

Essencialmente, o problema do i -ésimo país é determinar a máxima contração radial do vetor insumo x_i , de modo que permaneça no conjunto de produção factível. A borda inferior desse conjunto é uma isoquanta determinada pelos pontos observados de todos os países da amostra.

A contração radial do vetor insumo, x_i , produz um ponto projetado, $(X\lambda, Y\lambda)$, na superfície dessa tecnologia. Esse ponto projetado representa uma combinação linear dos pontos observados. As restrições impostas ao problema (3) asseguram que este ponto não fique fora do conjunto factível de produção.

A variação na produtividade total dos fatores entre dois períodos de tempo é calculada a partir da estimação das funções distâncias $d_i^t(y_t, x_t)$, $d_i^s(y_s, x_s)$, $d_i^t(y_s, x_s)$ e

$d_i^s(y_t, x_t)$ para cada país da amostra. Assim, devem ser resolvidos quatro problemas de programação linear dados por:

$$[d_i^t(y_t, x_t)]^{-1} = \underset{\{\theta, \lambda\}}{\text{Min}} \theta$$

sujeito a

$$\begin{aligned} -y_{it} + Y_t \lambda &\geq 0 \\ \theta_{it} x_{it} - X_t \lambda &\geq 0 \\ \lambda &\geq 0 \end{aligned} \tag{8}$$

$$[d_i^s(y_s, x_s)]^{-1} = \underset{\{\theta, \lambda\}}{\text{Min}} \theta$$

sujeito a

$$\begin{aligned} -y_{is} + Y_s \lambda &\geq 0 \\ \theta_{is} x_{is} - X_s \lambda &\geq 0 \\ \lambda &\geq 0 \end{aligned} \tag{9}$$

$$[d_i^t(y_s, x_s)]^{-1} = \underset{\{\theta, \lambda\}}{\text{Min}} \theta$$

sujeito a

$$\begin{aligned} -y_{is} + Y_t \lambda &\geq 0 \\ \theta_{is} x_{is} - X_t \lambda &\geq 0 \\ \lambda &\geq 0 \end{aligned} \tag{10}$$

$$[d_i^s(y_t, x_t)]^{-1} = \underset{\{\theta, \lambda\}}{\text{Min}} \theta$$

sujeito a

$$\begin{aligned} -y_{it} + Y_s \lambda &\geq 0 \\ \theta_{it} x_{it} - X_s \lambda &\geq 0 \\ \lambda &\geq 0 \end{aligned} \tag{11}$$

2.1. Fonte dos dados e definição das variáveis

As informações utilizadas na presente análise foram retiradas do banco de dados do sistema AGROSTAT da Divisão de Estatísticas da FAO referentes aos países da América do Sul para o período compreendido entre os anos de 1970 a 2000, de onde foram selecionadas as seguintes variáveis:

- (a) *Índice de valor da produção agrícola*: calculado com base nos valores das diferentes *commodities* agrícolas produzidas, deduzidas as quantidades utilizadas como semente e alimentação²⁵.
- (b) *Trabalho*: representado pelo número de pessoas ativamente engajadas na agricultura, em 1000 pessoas.
- (c) *Terra*: refere-se à área destinada aos cultivos permanentes e temporários, movimentação de culturas e pastagens. Essa variável não inclui as áreas agrícolas potencialmente cultiváveis, em 1000 hectares.
- (d) *Capital*: representado pelo número total de tratores de roda e esteira (excluindo tratores de jardim) utilizados na agricultura, em unidades.
- (e) *Área irrigada*: considera as áreas com equipamentos para providenciar água para os cultivos, em 1000 hectares.
- (f) *Fertilizantes*: refere-se à quantidade utilizada de fertilizantes utilizados na agricultura, em toneladas métricas.

3- RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1. Transformações estruturais no setor agrícola dos países sul-americanos

²⁵ Calculado pela fórmula de Laspeyres. A quantidade produzida de cada *commodity* é ponderada pelo seu preço médio internacional entre 1989-91 e somado para cada ano.

Antes de analisar a evolução da eficiência técnica e da produtividade total dos fatores na agricultura, procurou-se identificar as principais transformações estruturais ocorridas no setor agrícola dos países sul-americanos. O período de análise foi dividido em dois subperíodos: o primeiro, de 1970 a 1990 e o segundo de 1991 a 2000, o qual coincide com a formação do Mercosul.

Entre os anos de 1970 e 2000 a produção agrícola dos países sul-americanos cresceu 104,35% apresentando uma taxa média de 2,41% ao ano. Os países que fazem parte do Mercosul apresentaram o maior crescimento do valor da produção (113,65%), crescendo a taxa de 2,56% a.a. Os países que apresentaram as maiores taxas anuais médias de crescimento entre 1970 e 1990, foram o Paraguai (4,76%), Brasil (3,79%) e Bolívia (3,78%), enquanto que entre os anos de 1991 a 2000, os países que mais se destacaram foram a Guiana e Peru, com crescimento em torno de 6% ao ano (Tabela 11).

Comparando-se os dois períodos verifica-se que o valor da produção passou a crescer a maiores taxas entre os anos de 1991 a 2000, tanto para os países membros quanto para os não-membros do Mercosul. Os únicos países que apresentaram comportamentos distintos foram o Paraguai, Colômbia, Suriname e Venezuela.

TABELA 11
Taxas de crescimento do valor da produção agrícola nos países sul-americanos-1970-2000.

Países	Evolução (Base: 1970=100)				Taxas de Crescimento (% ao ano)	
	1970	1990	1991	2000	1970-1990	1991-2000
Membros do Mercosul						
Argentina	100,00	138,35	140,75	180,43	1,64	2,80
Brasil	100,00	210,39	218,83	308,66	3,79	3,90
Paraguai	100,00	253,48	250,25	293,28	4,76	1,78
Uruguai	100,00	101,97	100,93	127,56	0,10	2,64
Média	100,00	165,62	167,01	213,65	2,57	2,78
Não-membros do Mercosul						
Bolívia	100,00	210,10	215,05	305,57	3,78	3,98
Chile	100,00	167,94	171,59	224,58	2,63	3,04
Colômbia	100,00	184,62	193,04	208,06	3,11	0,84
Equador	100,00	149,26	157,14	225,60	2,02	4,10
Guiana	100,00	64,25	80,75	146,42	-2,19	6,84
Peru	100,00	124,29	128,42	219,51	1,09	6,14
Suriname	100,00	146,09	158,28	117,50	1,91	-3,26

Venezuela	100,00	172,76	173,28	213,45	2,77	2,34
Média	100,00	145,05	154,12	200,35	1,89	3,00
América do Sul	100,00	151,09	157,98	204,35	2,08	2,90

Fonte: Calculados com base nos dados da FAO.

Em relação à utilização dos fatores de produção verificou-se que o número de pessoas ocupadas na agricultura dos países sul-americanos apresentou tendência decrescente ao longo de todo o período analisado. Em termos médios, esse comportamento se repete tanto para os países membros quanto para os não-membros. Entre os anos de 1970 e 1990 os países que apresentaram maiores taxas de redução no emprego agrícola foram a Guiana (1,77% a.a.) e o Brasil, (1,39% a.a.). No período seguinte, essa redução ocorreu de forma ainda mais acentuada no Brasil, passando a decrescer em média 1,94% ao ano (Tabela 12).

TABELA 12
Taxas de crescimento da mão-de-obra empregada no setor agrícola nos países sul-americanos-1970-2000.

Países	Evolução (Base: 1970=100)				Taxas de Crescimento (% ao ano)	
	1970	1990	1991	2000	1970-1990	1991-2000
Membros do Mercosul						
Argentina	100,00	103,13	102,32	94,42	0,15	-0,89
Brasil	100,00	75,66	74,46	62,41	-1,39	-1,94
Paraguai	100,00	144,43	147,01	168,13	1,86	1,50
Uruguai	100,00	83,55	83,12	79,70	-0,89	-0,47
Média	100,00	98,50	98,23	94,27	-0,07	-0,45
Não-membros do Mercosul						
Bolívia	100,00	132,27	134,61	157,84	1,41	1,79
Chile	100,00	107,64	107,60	104,99	0,37	-0,27
Colômbia	100,00	91,39	90,88	84,51	-0,45	-0,80
Equador	100,00	112,80	112,74	108,71	0,60	-0,40
Guiana	100,00	69,91	68,58	59,29	-1,77	-1,60
Peru	100,00	120,31	120,58	121,45	0,93	0,08
Suriname	100,00	85,86	85,86	79,79	-0,76	-0,81
Venezuela	100,00	86,26	85,09	72,61	-0,74	-1,75
Média	100,00	98,89	98,64	94,49	-0,05	-0,47
América do Sul	100,00	98,77	98,51	94,42	-0,06	-0,47

Fonte: Calculados com base nos dados da FAO.

A área total média destinada à agricultura na América do Sul aumentou 22,51% entre 1970 e 2000. Nos países que fazem parte do Mercosul, esse acréscimo foi de 19,47%,

enquanto que para os demais foi um pouco superior a 23,89%. No primeiro subperíodo analisado a taxa anual média de crescimento dos países que não participam do Mercosul foi superior ao valor calculado para os países que fazem parte do acordo. Após a formação do Mercosul, esse comportamento se reverteu e a área destinada à agricultura passou a crescer a taxas anuais mais elevadas nos países membros (Tabela 13).

Os países que apresentaram as maiores taxas anuais de crescimento entre os anos de 1970 e 1990 foram o Suriname (3,08%), Equador (2,43) e Paraguai (2,09%). A Argentina e Uruguai foram os únicos países que apresentaram taxas de crescimento negativas. No período seguinte esse comportamento declinante se reproduziu na Argentina, Chile, Suriname e Venezuela.

TABELA 13
Taxas de crescimento da área total destinada à agricultura nos países sul-americanos-1970-2000.

Países	Evolução (Base: 1970=100)				Taxas de Crescimento (% ao ano)	
	1970	1990	1991	2000	1970-1990	1991-2000
Membros do Mercosul						
Argentina	100,00	99,33	99,28	99,22	-0,03	-0,01
Brasil	100,00	128,00	129,44	133,00	1,24	0,30
Paraguai	100,00	151,13	153,31	156,18	2,09	0,21
Uruguai	100,00	98,46	98,46	98,85	-0,08	0,04
Média	100,00	117,28	118,01	119,47	0,80	0,14
Não-membros do Mercosul						
Bolívia	100,00	116,58	117,33	118,94	0,77	0,15
Chile	100,00	105,29	104,56	100,87	0,26	-0,40
Colômbia	100,00	104,77	104,30	105,66	0,23	0,14
Equador	100,00	161,62	163,02	167,02	2,43	0,27
Guiana	100,00	125,83	125,90	125,90	1,16	0,00
Peru	100,00	103,69	103,89	104,60	0,18	0,07
Suriname	100,00	183,33	185,42	183,33	3,08	-0,13
Venezuela	100,00	109,67	109,65	108,56	0,46	-0,11
Média	100,00	123,61	123,88	123,89	1,07	0,00
América do Sul	100,00	121,63	122,05	122,51	0,98	0,04

Fonte: Calculados com base nos dados da FAO.

Em relação a área irrigada, os dados da Tabela 14 mostram um crescimento de 88,54% ao longo de todo o período analisado. Entre 1970 e 1990 esse crescimento foi mais acentuado do que nos anos seguintes, tanto para os países membros quanto para os não

membros. Os países que mais se destacaram foram o Brasil, crescendo a uma taxa anual média de 6,30%, seguido da Colômbia (4,89%) e Uruguai (4,48%). No período referente à formação do Mercosul as maiores taxas de crescimento ocorreram no Uruguai (3,25%) e Colômbia (2,18%).

Considerando todo o período, o número de tratores utilizados na agricultura aumentou 70%, o que corresponde a um crescimento médio de 1,78% ao ano, sendo que nos primeiros vinte anos da série, o aumento foi de 64,6%. Nesse período, o Brasil foi o país que apresentou o maior crescimento (7,62%), seguido do Paraguai (5,9%) e Equador (5,3%). Em relação ao primeiro sub-período, a taxa de crescimento foi menor em todos os países, exceto no Chile. Em termos médios, tem-se que nos dois períodos o número de tratores cresceu a taxas mais elevadas nos países membros do Mercosul que nos demais países (Tabela 15).

TABELA 14
Taxas de crescimento da área irrigada destinada à agricultura nos países sul-americanos-1970-2000.

Países	Evolução (Base: 1970=100)				Taxas de Crescimento (% ao ano)	
	1970	1990	1991	2000	1970-1990	1991-2000
Membros do Mercosul						
Argentina	100,00	121,88	121,88	121,95	0,99	0,01
Brasil	100,00	339,20	339,20	365,58	6,30	0,84
Paraguai	100,00	162,50	162,50	167,50	2,46	0,34
Uruguai	100,00	240,38	259,62	346,15	4,48	3,25
Média	100,00	200,46	204,36	225,48	3,56	1,11
Não-membros do Mercosul						
Bolívia	100,00	156,25	156,25	165,00	2,26	0,61
Chile	100,00	135,59	139,83	152,54	1,53	0,97
Colômbia	100,00	260,00	280,00	340,00	4,89	2,18
Equador	100,00	174,47	176,60	184,04	2,82	0,46
Guiana	100,00	117,39	117,39	130,43	0,80	1,18
Peru	100,00	107,59	107,59	108,05	0,37	0,05
Suriname	100,00	167,86	167,86	182,14	2,62	0,91
Venezuela	100,00	174,55	177,09	209,09	2,82	1,86
Média	100,00	156,27	158,86	174,13	2,27	1,03
América do Sul	100,00	168,72	171,66	188,54	2,65	1,04

Fonte: Calculados com base nos dados da FAO.

O uso de fertilizantes na agricultura dos países sul-americanos atingiu, em 2000, um índice quase quatro vezes superior ao de 1970. Nos países membros esse crescimento ocorreu de forma mais acentuada, aumentando mais de cinco vezes. No primeiro subperíodo, todos os países, exceto o Suriname (-3,73% a.a), apresentaram taxas de crescimento positivas, sendo que os maiores valores ocorreram na Venezuela (10,75% a.a), Colômbia (7,40% a.a) e Bolívia (6,22% a.a). Entre 1991 e 2000, o uso de fertilizantes, cresceu a taxas ainda mais elevadas, exceto na Bolívia, Colômbia, Guiana e Venezuela. Para os países membros do Mercosul a taxa anual média aumentou de 3,24% para 11,91%. Para os não membros o acréscimo foi menos acentuado passando de 3,78% para 5,26% (Tabela 16).

TABELA 15
Taxas de crescimento do número de tratores utilizados nas atividades agrícolas nos países sul-americanos-1970-2000.

Países	Evolução (Base: 1970=100)				Taxas de Crescimento (% ao ano)	
	1970	1990	1991	2000	1970-1990	1991-2000
Membros do Mercosul						
Argentina	100,00	160,38	166,32	166,32	2,39	0,00
Brasil	100,00	434,07	440,10	485,92	7,62	1,11
Paraguai	100,00	314,58	330,79	343,75	5,90	0,43
Uruguai	100,00	110,91	111,24	111,57	0,52	0,03
Média	100,00	222,00	227,81	235,95	4,11	0,39
Não-membros do Mercosul						
Bolívia	100,00	236,36	240,91	259,09	4,39	0,81
Chile	100,00	105,15	110,50	158,82	0,25	4,11
Colômbia	100,00	140,89	136,49	92,46	1,73	-4,24
Equador	100,00	280,65	283,87	287,10	5,30	0,13
Guiana	100,00	108,11	108,71	109,01	0,39	0,03
Peru	100,00	115,71	116,16	120,18	0,73	0,38
Suriname	100,00	140,22	141,30	144,57	1,70	0,25
Venezuela	100,00	107,81	107,81	107,81	0,38	0,00
Média	100,00	144,09	145,28	147,42	1,86	0,18
América do Sul	100,00	164,59	166,85	170,37	2,52	0,23

Fonte: Calculados com base nos dados da FAO.

Em suma, tem-se que ao longo do período analisado ocorreram alterações tanto no valor da produção quanto no uso dos fatores. Os setores agrícolas ampliaram as áreas destinadas ao cultivo, utilizaram menos mão-de-obra e mais máquinas e passaram a adotar

práticas mais modernas de produção, intensificando a utilização de fertilizantes e irrigação. Na seção seguinte procura-se analisar se as modificações acima apresentadas conduziram a uma melhoria nos escores de eficiência técnica e eficiência de escala da agricultura desses países considerando os períodos antes e depois da criação do Mercosul.

TABELA 16
Taxas de crescimento do uso de fertilizantes nas atividades agrícolas nos países sul-americanos-1970-2000.

Países	Evolução (Base: 1970=100)				Taxas de Crescimento (% ao ano)	
	1970	1990	1991	2000	1970-1990	1991-2000
Membros do Mercosul						
Argentina	100,00	190,15	192,22	946,73	3,27	19,38
Brasil	100,00	320,17	338,03	741,93	5,99	9,13
Paraguai	100,00	199,12	228,54	724,36	3,50	13,68
Uruguai	100,00	103,76	113,78	183,49	0,18	5,45
Média	100,00	188,32	202,74	552,77	3,24	11,91
Não-membros do Mercosul						
Bolívia	100,00	334,11	501,75	483,69	6,22	-0,41
Chile	100,00	236,84	236,32	377,64	4,41	5,35
Colômbia	100,00	417,15	416,39	455,80	7,40	1,01
Equador	100,00	199,49	242,24	482,14	3,51	7,95
Guiana	100,00	119,39	155,21	125,20	0,89	-2,36
Peru	100,00	124,86	89,74	288,96	1,12	13,87
Suriname	100,00	46,73	46,73	271,03	-3,73	21,57
Venezuela	100,00	729,78	666,89	423,74	10,45	-4,91
Média	100,00	206,82	218,48	337,11	3,78	5,26
América do Sul	100,00	200,94	213,51	392,51	3,55	7,00

Fonte: Calculados com base nos dados da FAO.

3.2. Eficiência técnica e Eficiência de escala

A eficiência técnica (ET) de um país assume valores entre zero e um, representando a percentagem pela qual todos os insumos podem ser reduzidos para que a unidade produtiva torne-se mais eficiente. O valor um indica que o país é plenamente eficiente.

Ao longo do período analisado verifica-se que, em média, todos os países sul-americanos, apresentaram diferenças entre os escores de eficiência técnica sob as suposições de retornos constantes de escala (RCE) e retornos variáveis de escala (RVE), indicando que todos poderiam ter obtido ganhos de escala. Os valores dos escores de

eficiência técnica sob retornos variáveis de escala (ET_{RVE}) mostram que nesse período os países operavam com elevados níveis de eficiência técnica, a qual passou de 99,1% entre 1970 e 1990, para 99,5% no período seguinte. Após a formação do Mercosul a eficiência técnica média dos países membros apresentou uma pequena redução, caindo de 99,5% para 99,3%, enquanto nos demais países aumentaram de 98,9% para 99,6%. A eficiência de escala (ES) caiu em média 13,6% nos países membros e 5% nos países que ficaram fora do acordo (Tabela 17).

TABELA 17
Escores médios de eficiência técnica e eficiência de escala da produção agrícola dos países sul-americanos- 1970 a 2000.

Países	1970-1990			1991-2000		
	ET_{RCS}	ET_{RVS}	ES	ET_{RCS}	ET_{RVS}	ES
Membros do Mercosul						
Argentina	0,892	0,981	0,909	0,781	1,000	0,781
Brasil	0,860	1,000	0,860	0,765	1,000	0,765
Paraguai	0,843	1,000	0,843	0,693	0,980	0,707
Uruguai	0,952	1,000	0,952	0,822	0,993	0,828
Média	0,887	0,995	0,891	0,765	0,993	0,770
Não-membros do Mercosul						
Bolívia	0,786	0,980	0,802	0,773	0,986	0,784
Chile	0,719	0,958	0,750	0,771	1,000	0,771
Colômbia	0,826	0,998	0,828	0,951	1,000	0,951
Equador	0,835	1,000	0,835	0,811	0,985	0,823
Guiana	0,992	1,000	0,992	1,000	1,000	1,000
Peru	0,869	0,995	0,874	0,848	1,000	0,848
Suriname	0,853	1,000	0,853	0,584	0,993	0,588
Venezuela	0,808	0,978	0,826	0,691	1,000	0,691
Média	0,836	0,989	0,845	0,804	0,996	0,803
América do Sul	0,853	0,991	0,860	0,791	0,995	0,792

Fonte: Estimativa do autor

1. ET_{RCE} : eficiência Técnica (ET) calculado sob a suposição de retornos constantes de escala (RCE);

2. ET_{RVE} : eficiência Técnica (ET) calculado sob a suposição de retornos variáveis de escala (RVE);

3.ES : eficiência de escala;

Para verificar se as diferenças entre os valores médios dos escores de eficiência técnica entre os períodos analisados e entre os dois grupos de países são estatisticamente significantes, realizou-se o teste de Wilcoxon- Mann-Whitney conhecido como “*Rank-Sum-*

*Test*²⁶. A principal vantagem deste teste estatístico é que não precisa ser feita nenhuma suposição sobre a distribuição dos escores de eficiência originados do DEA que em geral é desconhecida (Cooper; Seiford; Tone, 2002).

Analisando os valores das ET_{RCE} e ET_{RVE} nos subperíodos 1970-1990 e 1991-2000 verificou-se que as alterações nos escores são estatisticamente significantes para um nível de 5%. Os escores de eficiência estimados sob a suposição de retornos variáveis de escala mostram que os países que não estavam sobre a fronteira de produção poderiam deslocar-se para esta através de pequenas reduções no uso dos insumos.

A exemplo disto temos a Argentina, Bolívia, Chile, Colômbia, Peru e Venezuela que, entre os anos de 1970 e 1990, poderiam reduzir o uso de todos os fatores de produção (mão-de-obra, área utilizada, número de tratores em uso, área irrigada e consumo de fertilizantes) para tornarem-se plenamente eficientes. No segundo período (1991-2000), as reduções dos referidos insumos no setor agrícola do Paraguai, Uruguai, Bolívia, Equador e Suriname fariam com que esses países se tornassem plenamente eficientes.

A competitividade é essencial para que um país aumente sua participação no mercado mundial. Como a competição internacional de produtos agrícolas atualmente baseia-se fortemente em atributos extra preços, os ganhos produtividade constituem um dos principais determinantes da competitividade setorial. A seção seguinte analisa a evolução da produtividade total dos fatores, procurando identificar suas principais fontes de variação.

3.3. Índice de produtividade total de Malmquist ²⁷

²⁶ Este é um método não paramétrico baseado na soma do *ranks* dos escores de eficiência. A estatística “S” (a soma dos *ranks*) segue uma distribuição aproximadamente normal com média $m(m+n+1)/2$ e variância $mn(m+n+1)/12$, onde m e n correspondem ao número de informações em cada um dos grupos que estão sendo comparados. Normalizando S, tem-se que $T = \frac{S - m(m+n+1)/2}{\sqrt{mn(m+n+1)/12}}$ segue aproximadamente uma distribuição Normal padrão.

²⁷ Os índices de Produtividade Total dos Fatores de Malmquist podem apresentar divergência entre os valores obtidos quando se utiliza as metodologias DEA e Fronteira Estocástica. Uma possível explicação para essa

Os dados das Tabela 18 mostram que no período compreendido entre os anos de 1970 a 1990, em média, os países da América do Sul apresentaram perdas de produtividade no setor agrícola. No entanto, entre 1991-2000 os ganhos de produtividade foram de 3,2% os quais ocorreram devido a variações tecnológicas de 5,9% pois em média a variação de eficiência técnica foi negativa.

TABELA 18
Valores médios de variações da eficiência técnica, tecnológica e na produtividade total dos fatores nos países sul-americanos - 1970 a 1990

Países	Variação da Eficiência Técnica	Variação Tecnológica	Variação da PTF
Membros do Mercosul			
Argentina	1,009	0,924	0,932
Brasil	0,997	0,913	0,910
Paraguai	1,015	0,996	1,011
Uruguai	0,998	1,039	1,037
Média	1,005	0,967	0,971
Não-membros do Mercosul			
Bolívia	1,015	0,967	0,982
Chile	1,018	0,985	1,003
Colômbia	1,020	0,978	0,998
Equador	0,998	1,075	1,073
Guiana	0,991	0,987	0,978
Peru	0,997	1,019	1,016
Suriname	1,013	0,990	1,003
Venezuela	1,009	1,002	1,011
Média	1,008	1,000	1,008
América do Sul	1,007	0,989	0,995

Fonte: Estimativa do autor

Após a formação do Mercosul o setor agrícola dos países membros passou a apresentar ganhos médios de produtividade de 3,2%. Enquanto que, nos países não-

diferença é que o método DEA é muito mais sensível às variações anuais, enquanto que pelo método da fronteira estocástica há, de certo modo, uma suavização desse efeito. Adicionalmente, os pontos iniciais e finais da séries de dados também podem influenciar as medidas obtidas.

membros o setor agrícola passou a apresentar ganhos ainda maiores, passando de 0,8% para 4% (Tabela 19).

TABELA 19
Valores médios de variações da eficiência técnica, tecnológica e na produtividade total dos fatores nos países sul-americanos - 1991 a 2000

Países	Variação da Eficiência Técnica	Variação Tecnológica	Variação da PTF
Membros do Mercosul			
Argentina	0,975	1,054	1,028
Brasil	0,977	1,061	1,037
Paraguai	0,960	1,054	1,012
Uruguai	0,983	1,069	1,052
Média	0,974	1,059	1,032
Não-membros do Mercosul			
Bolívia	0,978	1,055	1,032
Chile	0,969	1,065	1,032
Colômbia	1,002	1,070	1,072
Equador	0,984	1,057	1,040
Guiana	1,018	1,073	1,093
Peru	1,004	1,054	1,058
Suriname	0,919	1,055	0,970
Venezuela	0,962	1,071	1,030
Média	0,979	1,062	1,040
América do Sul	0,997	1,062	1,038

Fonte: Estimativa do autor

Entre os anos de 1991-2000 todos os países, exceto a Colômbia, Guiana e Peru, apresentaram perdas de eficiência de modo que os ganhos médios de produtividade tanto dos países membros quanto dos não-membros ocorreram devido aos ganhos tecnológicos.

4- CONCLUSÕES

Esse artigo procura verificar a influência da integração comercial sobre a produtividade do setor agrícola dos países sul-americanos no período compreendido entre os anos de 1970 e 2000. A análise foi realizada de modo a considerar o período em que se consolidou a formação do Mercosul, visando observar se este acordo regional provocou alguma mudança na eficiência técnica ou na produtividade total dos fatores.

Com base nos resultados apresentados verifica-se que as mudanças na estrutura produtiva do setor agrícola ocorreram em todos os países, refletindo-se de forma positiva sobre o valor da produção. A utilização dos insumos produtivos, exceto a mão-de-obra, foi intensificada, sendo que isto ocorreu de forma mais acentuada nos países que fazem parte do acordo. Apesar desses países terem utilizado uma maior quantidade de insumos, o valor da produção cresceu a taxas menores após a formação do Mercosul, indicando a possibilidade de uso ineficiente de recursos.

Antes da formação do Mercosul tanto os países membros quanto os não membros apresentaram ganhos de eficiência técnica, enquanto no período seguinte apresentaram perdas. Os escores de eficiência técnica mostram que os países membros se tornaram menos eficientes, tanto tecnicamente quanto em relação à escala de produção.

A perda de eficiência técnica que ocorreu após a formação do Mercosul foi em parte compensada pelos ganhos tecnológicos, de modo que a produtividade total dos fatores aumentou tanto nos países membros quanto nos não membros. Em relação aos países membros, o deslocamento da fronteira tecnológica do setor agrícola pode ser explicado principalmente pelas reduções nas barreiras comerciais entre os participantes do acordo, as quais permitiram uma intensificação do fluxo de insumos e bens de capital utilizados nesse setor.

Porém, não se pode afirmar que a formação do Mercosul tenha sido o único fator responsável pelas alterações ocorridas na estrutura produtiva, na eficiência ou na produtividade total dos fatores da agricultura nesses países. Essas alterações são apenas evidências que precisariam ser melhor exploradas. O método de análise presentemente

empregado não identifica os fatores que explicam a eficiência técnica. Para modelar esse efeito à estimação de fronteiras estocásticas poderia ser um método mais adequado.

5- REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

CAVES, D.W.; CHISTENSEN, L.R.; DIEWERT, W.E. The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output and Productivity. **Econometrica**. v.50,p.1393-1414.1982.

COELLI, T. J.; PRASADA RAO D. S.; BATTESE, G.E.**An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis**. Kluwer Academic Publishers, Boston, 1997.

COOPER, W.W.; SEIFORD, L.; TONE, K. **Data Envelopment Analysis: a comprehensive text with models, applications, references, and DEA-Solver software**. 3 ed. Norwell, Massachusetts: Kluwer Academic Publishers, 2002.

FARRELL,M.J. The Measurement of Productive Efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A, CXX, Part 3, 253-290, 1957.

GROSSMAN, G.; HELPMAN, E. Comparative Advantage and long-run growth. **American Economic Review**. 80 (4, Sep.): 796-815, 1990.

KRUGMAN, P., The narrow moving band, the Dutch Disease, and the competitive consequences of Mrs. Thatcher. **Journal of Development Economics**. 27, 41-45, 1987.

LUCAS, Jr. R. E. "On the Mechanics of Economic Development". **Journal of Monetary Economics**. v.22, p.3-42. 1988.

MALMQUIST, S. Index Numbers and Indifference Surfaces. **Trabajos de Estadística**, 4, 209-42. 1953.

RIVERA-BATIZ, L.A; P. M ROMER, 1991a "Economic Integration and Endogenous Growth," **Quarterly Journal of Economics** 106, 531-555.

TORESAN, L.; LANZER, E. A. **Avaliação da eficiência relativa das propriedades agrícolas típicas de Santa Catarina**. In: Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, 33. Brasília, SOBER. Anais. V.1,p.559-565, 1995.

VENABLES, J. A. **Regional integration agreements: a force for convergence or divergence?** In: Annual Bank Conference on Development Economics, Paris, jun., 1999.

VINER, J. **The customs union issue**. New York. 1950.

YOUNG, A. "Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade" **Quarterly Journal of Economics** 106, 369-405, 1991

CAPÍTULO 3

LEARNING-BY-DOING, PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA E CRESCIMENTO ECONÔMICO

1- INTRODUÇÃO

Durante muitos anos os economistas tentam explicar porque a renda *per capita* tem crescido em alguns países, enquanto que em outros tem se mantido estagnada ou até mesmo apresentado uma tendência decrescente.

Para analisar as diferenças nas performances de crescimento entre países, Summers and Heston (1988), calcularam a taxa de crescimento para 114 países no período compreendido entre os anos de 1960 e 1985. Enquanto países como Singapura, Korea, Hong Kong, Taiwan e Japão apresentaram uma taxa média anual de crescimento da renda per capita superior a 5%, o Uruguai, Guyana, Ghana, Venezuela e Chad apresentaram reduções, sugerindo que durante o período analisado não há evidências de que o nível inicial da renda *per capita* e crescimento econômico estejam fortemente correlacionados.

Desde os clássicos como Mill e Marx, especulava-se que o padrão de vida de uma sociedade não poderia aumentar indefinidamente a menos que o avanço na tecnologia aumentasse a produtividade dos recursos. O suporte analítico dos economistas neoclássicos foi importante para mostrar que se o crescimento baseia-se na acumulação de capital e se a função de produção apresenta retornos decrescentes para o fator que se acumula, não há ganhos de produtividade e o incentivo a investir pode desaparecer no longo prazo. É sabido que, desde a revolução industrial, o investimento tem sido progressivo em muitos países e que mudanças tecnológicas têm desempenhado um papel fundamental no processo de crescimento econômico.

O progresso tecnológico, no entanto, é um fenômeno guiado por forças do mercado, não sendo, portanto um simples processo aleatório. A endogeneização da tecnologia num ambiente de competição imperfeita foi uma alternativa teórica que se contrapôs ao arcabouço neoclássico tradicional em que firmas tomadoras de preços, agindo num mercado perfeitamente competitivo, têm acesso a funções de produção com retornos constantes de escala no capital e trabalho. Uma vez que a tecnologia é um bem não-rival e sua produção representa custos, as firmas somente se engajarão em produzir novas descobertas se receberem algum benefício adicional.

As implicações dos incentivos privados para pesquisa e desenvolvimento (P&D) e inovações no crescimento econômico têm sido amplamente discutido na literatura, especialmente em Romer (1990), Grossman e Helpman (1991 a) e Aghion e Howit (1992).

A geração de novos conhecimentos ou tecnologia pode ocorrer, não necessariamente, como esforço deliberado, mas advinda do efeito paralelo da atividade econômica convencional. Esse efeito, conhecido como *learning by doing*, considerado na literatura a partir de Arrow (1962), ganhou grande destaque com o trabalho de Romer (1986), o qual propõe um modelo em que não existem retornos decrescentes do capital devido as externalidades associada à sua acumulação, de modo que a produtividade de uma firma individual cresce à medida que se agrega capital.

A importância da tecnologia e do conhecimento no crescimento econômico tem sido reforçada nas últimas décadas com o aprofundamento das relações comerciais entre os países. Esse processo tem conduzido a uma ampla discussão sobre o padrão de especialização das economias, como decorrência de suas vantagens comparativas.

Uma importante parte da recente literatura teórica nessa área foi iniciada com Lucas (1988). Ele considera um ambiente econômico em que o capital humano representa a fonte de crescimento e analisa os efeitos do *learning-by-doing* nesse contexto. De acordo com essa análise, sob a suposição de livre comércio, as condições iniciais da economia determinam o padrão de vantagem comparativa de cada país.

O modelo prevê também que as vantagens comparativas de cada país são reforçadas pelo processo de *learning-by-doing*. Desse modo, os países que se especializam em setores com pouco *learning-by-doing* divergirão das outras economias do mundo, enquanto que os países com vantagens comparativas iniciais em setores com significativo *learning-by-doing* se beneficiarão com o livre comércio.

A Literatura também tem chamado a atenção para o fato de que o livre comércio pode levar a um padrão de crescimento mais acelerado. Grossman e Helpman, (1989, 1990, 1991b), Rivera-Batiz & Romer (1991a e 1991b), Romer (1990) e Krugman (1990), afirmam que o comércio aumenta as inovações tecnológicas devido principalmente às economias de escala e *spillovers* tecnológicos.

Young (1991) e Stokey (1991) sugerem que, como o processo de inovação e *spillover* do conhecimento ocorre com maior velocidade entre as economias industrializadas desenvolvidas, seu padrão de crescimento torna-se mais acelerado do que o dos países menos desenvolvidos e a dinâmica do *learning-by-doing* intensificam o padrão inicial de vantagens comparativas. A intensificação do comércio favorece formação de clubes de convergência onde países menos desenvolvidos se especializam na produção de bens de baixa tecnologia, enquanto países desenvolvidos em bens de alta tecnologia (Danny-Quah, 1997).

Matsuyama (1992), analisa o padrão de crescimento e bem-estar considerando duas economias, uma economia doméstica e outra caracterizada como o *resto do mundo*. Em cada uma delas a atividade produtiva está dividida em dois setores, um industrial cuja dinâmica é dado por um processo de *learning-by-doing*, e um setor agrícola que não apresenta dinâmica.

Sob essas suposições, considerando-se um ambiente de livre comércio, a economia que apresentar vantagens comparativas iniciais no setor industrial crescerá ao longo do tempo. Por outro lado, se a economia se especializar na agricultura irá estagnar.

O modelo prevê também que, como os setores industrial e agrícola competem por mão-de-obra, um choque de produtividade na agricultura reduziria o emprego na indústria, diminuindo sua produção e por extensão a taxa de crescimento da economia, evidenciando-se a existência de uma relação negativa entre produtividade agrícola e crescimento econômico.

Essas idéias reforçam o argumento de que o livre comércio acentua as defasagens tecnológicas entre economias mais industrializadas e as economias agrícolas. Grossman e Helpman (1991c) afirmam que os *gaps* tecnológicos entre as economias cresce permanentemente porque os países menos desenvolvidos crescem a taxas menores que os mais desenvolvidos.

Considerando a suposição de livre comércio e a teoria das vantagens comparativas, a inexistência de ganhos tecnológicos na agricultura determina taxas de crescimento diferenciadas entre economias desenvolvidas e agrícolas. No entanto, se há ganhos de produtividade na agricultura esses resultados podem ser alterados.

Por muitos anos o papel da agricultura no desenvolvimento econômico foi fortemente influenciado pela teoria econômica clássica, fundamentada especialmente pelas idéias de Adam Smith, Thomas A. Malthus e David Ricardo, a qual afirma que a acumulação de capital é a principal fonte de crescimento. De acordo com essas idéias,

o aumento da produtividade na agricultura desvia o fluxo de trabalho utilizado no setor de manufatura, onde o progresso tecnológico é capaz de eliminar a tendência de retornos decrescentes, enquanto na agricultura isso não ocorre.

A literatura recente tem feito uma substancial revisão da teoria clássica, especialmente no que concerne às implicações dos avanços tecnológicos (mecânicos, químicos e biotecnologia) sobre o crescimento de longo prazo da produção agrícola. No entanto, o processo pelo qual as variações tecnológicas são geradas tem sido tratado como um fenômeno exógeno ao sistema econômico, ou seja, são considerados como um produto de avanços autônomos no conhecimento técnico-científico.

Na agricultura, as restrições impostas ao desenvolvimento pela disponibilidade de terras cultiváveis podem ser reduzidas através dos avanços tecnológicos, biológicos e químicos, os quais podem ser considerados *land-saving*. Enquanto que as restrições impostas pela oferta de trabalho podem ser amenizadas através dos avanços tecnológicos mecânicos (*labor-saving*). A capacidade de uma economia alcançar um rápido crescimento do produto e da produtividade agrícola está diretamente relacionada com sua capacidade de escolha da combinação ótima entre essas duas alternativas.

Alguns estudos recentes têm analisado evolução da produtividade agrícola no Brasil. Analisando o período compreendido entre os anos de 1970 e 1995, Marinho e Carvalho (2002) verificaram que a agricultura brasileira apresentou ganhos médios de produtividade de 41%, enquanto que Vicente, Anfalos e Caser (2001) obtiveram valores bem mais elevados (95%).

De acordo com Barros (1999) de 1975 a 1995 a produtividade agrícola brasileira cresceu à uma taxa média de 3,6% ao ano, sendo que a produtividade da terra teve um crescimento anual de 2,47% enquanto que a do trabalho foi de 3,26%. Constatou-se também que 1/3 do crescimento do produto foi explicado pela elevação da

produtividade total dos fatores, cabendo aos outros insumos, (capital, terra e mão-de-obra) os outros 2/3.

Neste sentido, este capítulo analisa a influência da produtividade agrícola sobre o emprego, renda e bem-estar de economias abertas, utilizando o arcabouço teórico apresentado em Matsuyana (1992).

No modelo proposto originalmente são considerados duas economias em um ambiente de livre comércio, com dois setores de produção, industrial e agrícola, com perfeita mobilidade de mão-de-obra entre os setores, mas não entre as economias. A dinâmica da economia ocorre no setor industrial através do processo de *learning-by-doing* e no setor agrícola não existe evolução de produtividade. Ademais considera-se também que existe perfeita difusão de conhecimento entre as economias de modo que os parâmetros de produtividade entre elas são iguais.

No entanto, a literatura recente anteriormente citada evidencia ganhos expressivos de produtividade na agricultura. Para incorporar esses efeitos, o presente modelo teórico introduz a possibilidade de *learning-by-doing* também no setor agrícola, tornando o modelo mais geral, ou seja, o crescimento do produto não está condicionado apenas a industrialização e deste modo economias com fortes setores agrícolas também podem apresentar elevados níveis de renda e bem-estar.

Adicionalmente este modelo também admite a possibilidade de que os parâmetros de produtividade entre as economias sejam distintos. A principal vantagem de se flexibilizar essa suposição é que alterações na magnitude dos parâmetros podem modificar o padrão inicial de vantagens comparativas entre as economias revertendo a tendência de especialização em um determinado setor produtivo.

Além dessa seção introdutória são apresentadas mais cinco seções. Na segunda seção faz-se a descrição do modelo para a economia doméstica e o *resto do*

mundo. A terceira seção analisa o padrão inicial e a dinâmica do emprego. A quarta é dedicada a análise de bem-estar. Por fim na última seção são apresentadas algumas conclusões.

2- DESCRIÇÃO DO MODELO

Assim como em Matsuyama (1992), este modelo é essencialmente uma variação da estrutura teórica de Ricardo-Viner-Jones (Wong, 1995), seguindo as seguintes hipóteses iniciais:

- i. Existe uma quantidade contínua de economias abertas, as quais não são suficientemente grandes para influenciar o comportamento das demais. Uma delas é chamada *economia doméstica* e as demais de *resto do mundo*.
- ii. Cada economia é composta por empresas e famílias.
- iii. A dotação de fatores em cada economia é fixa e os bens são produzidos em dois setores distintos, industrial e agrícola.
- iv. Utiliza-se três insumos básicos: capital industrial, capital agrícola e mão-de-obra.
- v. O capital industrial e o capital agrícola são de uso exclusivo em cada setor;
- vi. A mão-de-obra é considerada homogênea e pode se deslocar entre os setores, mas não entre as economias;
- vii. Toda a mão-de-obra disponível está plenamente empregada e não existem diferenças salariais entre os setores.
- viii. As tecnologias de produção são homogêneas de grau um e exibem retornos decrescentes nos dois setores.
- ix. As produtividades aumentam ao longo do tempo através do processo de *learning-by-doing*.
- x. Não existem *spillovers* de conhecimento entre os setores nem entre as economias.

As hipóteses apresentadas referem-se a uma estrutura teórica onde cada economia, *doméstica* e *resto do mundo*, atua em um ambiente perfeitamente competitivo, ou seja, os preços dos fatores de produção e dos produtos são dados tanto para as empresas quanto para as famílias.

Para isolar os efeitos da evolução da produtividade agrícola e industrial considera-se que em cada economia cada um dos setores possui dotações fixas de capital ao longo do tempo. Desse modo as alterações nos níveis de produção dependerão apenas do deslocamento da mão-de-obra entre os setores, a qual é homogênea e a condição de competição perfeita assumida anteriormente, assegura que não haja diferenças salariais entre os setores.

A existência de fatores fixos na função de produção determina retornos decrescentes de escala e para que as funções possam ser apresentadas na sua forma intensiva assume-se homogeneidade de grau 1.

As hipóteses referentes ao aumento de produtividade pelo processo de *learning-by-doing* e a não existência de *spillovers* de conhecimento permitem que se analise os efeitos das variações da produtividade em cada setor no produto da economia e no nível de bem-estar de forma isolada.

2.1- A Economia Doméstica

Tecnologia de produção da indústria

Considere a tecnologia de produção da indústria descrita pela função de produção:

$$Y_t = I_t F(L_t, K) \quad F(0)=0, F'>0, F''<0 \quad (1)$$

onde

Y_t é a quantidade produzida de bens industrializados no período t ;

I_t corresponde à produtividade do setor industrial;

L_{It} representa a parcela da mão-de-obra empregada nesse setor; e,

K é a quantidade de capital utilizada na indústria.

Como a mão-de-obra está plenamente empregada nos setores industrial e agrícola, tem-se:

$$L_{It} + L_{At} = 1 \quad (2)$$

onde L_{At} representa a parcela da mão-de-obra empregada no setor agrícola e a quantidade total de trabalho ofertada (L) é normalizada por um.

Dividindo a equação (1) pela quantidade utilizada de capital nesse setor, tem-se:

$$\frac{Y_{It}}{K} = I_t F\left(\frac{L_{It}}{K}, \frac{K}{K}\right) \quad (3)$$

ou ainda,

$$y_{It} = I_t F\left(\frac{L_{It}}{K}, 1\right) \quad (3a)$$

Fazendo $y_{It} \equiv Y_{It}/K$ e $l_{It} \equiv L_{It}/K$ em (3a), a produção do setor industrial por unidade utilizada de capital pode ser representada na sua forma intensiva como:

$$y_{It} = I_t f(l_{It}) \quad (4)$$

Tecnologia de produção da agricultura

A tecnologia de produção do setor agrícola é dada por:

$$Y_{At} = A_t G(L_{At}, T) \quad G(0)=0, G'>0, G''<0 \quad (5)$$

onde

Y_{At} é a quantidade produzida de bens agrícolas no período t , excluindo-se a parcela destinada ao consumo de subsistência, considerando-se apenas a produção destinada à comercialização. Assim tem-se que, $Y_{At} > \gamma L$, onde γ representa o nível de consumo de subsistência²⁸.

A_t corresponde à produtividade do setor agrícola;

L_{At} representa a parcela da mão-de-obra empregada nesse setor; e,

T é a quantidade de capital utilizada na agricultura.

De modo semelhante ao produto industrial, a produção agrícola pode ser representada na sua forma intensiva como:

$$y_{At} = A_t f(l_{At}) \quad (6)$$

onde $y_{At} \equiv Y_{At}/T$ e $l_{At} \equiv L_{At}/T$.

Dado que os estoques de capital industrial e agrícola são fixos, existe uma relação negativa entre as participações relativas da mão-de-obra nesses setores, ou seja,²⁹

²⁸ O parâmetro γ satisfaz à condição $AG(1) > \gamma L > 0$. Deste modo, a quantidade de bens produzida no setor agrícola é mais que suficiente para garantir o nível de consumo de subsistência.

²⁹ Considerando a hipótese de pleno emprego, toda a força de trabalho da economia (L) está distribuída entre os setores industrial e agrícola, $L^I + L^A = L$. Assim, tem-se que $Kl_{It} + Tl_{At} = 1 \Rightarrow l_{It} = 1 - \frac{T}{K} l_{At}$.

Então, $l_{It} = j(l_{At})$.

$$l_{It} = j(l_{At}) \quad j' < 0 \quad (7)$$

Evolução da produtividade

Supõe-se que o nível tecnológico nos dois setores evolui ao longo do tempo devido a um processo de *learning-by-doing*. Os efeitos da experiência prática são puramente externos às firmas que os geram. Com completo *Spillovers*, as decisões de produção e emprego das firmas são feitas tomando como dados seus níveis de produtividade.

As produtividades industrial e agrícola evoluem ao longo do tempo de acordo com as equações³⁰:

$$\dot{I}_t = \delta Y_{It}, \quad \delta > 0 \quad (8)$$

$$\dot{A}_t = \nu Y_{At}, \quad \nu > 0 \quad (9)$$

Em Matsuyama (1992), o processo de *learning-by-doing* afeta apenas a evolução da produtividade no setor industrial. Neste modelo considera-se também que há ganhos de produtividade na agricultura, de modo que a dinâmica da economia está condicionada a evolução da produtividade nos dois setores.

Equilíbrio no mercado de trabalho

A partir das equações (4) e (6), pode-se obter as produtividades marginais da mão-de-obra nos dois setores:

³⁰ Uma alternativa possível e mais realista seria modelar o problema considerando a produtividade agrícola como uma função da produtividade industrial, ou seja, $\nu = h(\delta)$, onde $h' > 0$, porém por simplicidade essa hipótese não será considerada nesse modelo.

$$\frac{dy_{I_t}}{dl_{I_t}} = I_t f'(l_{I_t}) \quad (10)$$

$$\frac{dy_{A_t}}{dl_{A_t}} = A_t g'(l_{A_t}) \quad (11)$$

A competição por mão-de-obra entre os dois setores estabelece que os valores das produtividades marginais desse fator sejam iguais, conduzindo à seguinte condição de equilíbrio no mercado de trabalho:

$$A_t g'(l_{A_t}) = p_t I_t f'(l_{I_t}) \quad (12)$$

onde p_t representa a relação entre os preços dos bens industrializados e agrícolas, ou seja, $p_t \equiv p_{I_t} / p_{A_t}$.

Preferência dos consumidores

As preferências dos consumidores são não-homotéticas³¹ e, de acordo com a Lei de Engel, a elasticidade-renda da demanda por bens agrícolas é menor que a unidade. Todos os consumidores têm preferências idênticas, de acordo com a função utilidade,

³¹ Uma relação de preferência monotônica em $x \in \mathfrak{R}_+^L$ é homotética se todos os conjuntos de indiferença estão relacionados por uma expansão ao longo do raio; isto é, se $x \sim y$, então $\alpha x \sim \alpha y$ para qualquer $\alpha \geq 0$. No entanto, considerando-se que os bens agrícolas apresentam um nível de consumo de subsistência positivo, ou seja, $\gamma > 0$, a função utilidade torna-se não-homotética, de modo que todos os conjuntos de indiferença estão dispostos paralelamente ao longo do eixo que representa o consumo desse bem.

$$U = \int_0^{\infty} u(c_{At}, c_{It}) e^{-\rho t} dt \quad (13)$$

Considerando uma forma funcional com elasticidade de substituição constante (CES), a função utilidade instantânea pode ser representada por:

$$u(c_{At}, c_{It}) = \begin{cases} \frac{[(c_{At} - \gamma)^\beta c_{It}]^{1-\sigma} - 1}{(1-\sigma)} & \text{para } \sigma > 0, \sigma \neq 1 \\ \beta \log(c_{At} - \gamma) + \log(c_{It}) & \text{para } \sigma = 1 \end{cases} \quad (14)$$

onde c_{At} e c_{It} referem-se aos consumos *per capita* de bens agrícolas e bens industrializados, a partir de tempo t ; γ representa o nível de consumo de subsistência de bens agrícolas, considerado como sendo maior que zero³²; ρ é a taxa de preferência dos indivíduos e σ é a elasticidade de substituição entre o consumo de bens agrícolas e industrializados.

2.2- A Economia Mundial

Tecnologia de produção da indústria

A tecnologia de produção da indústria no *resto do mundo* é dada por:

$$Y_{It}^* = I_t^* F(L_{It}^*, K^*) \quad F(0)=0, F'>0, F''<0 \quad (15)$$

onde

Y_{It}^* é a quantidade produzida de bens industrializados no período t ;

³² A hipótese de $\gamma > 0$ elimina a possibilidade de que as alterações na produtividade agrícola não tenha impacto sobre o nível de emprego no setor industrial.

I_t^* refere-se à produtividade do setor industrial;

L_{It}^* representa a parcela da mão-de-obra empregada nesse setor; e,

K^* é a quantidade de capital utilizada na indústria.

Considerando-se também que a mão-de-obra está plenamente empregada nos setores industrial e agrícola, normalizando a quantidade total de trabalho ofertada (L) para 1 e dividindo (15) pela quantidade utilizada de capital (K^*), tem-se:

$$y_{It}^* = I_t^* f(l_{It}^*) \quad (16)$$

onde $y_{It}^* \equiv Y_{It}^*/K^*$ e $l_{It}^* \equiv L_{It}^*/K^*$.

Tecnologia de produção na agricultura

A função de produção do setor agrícola do *resto do mundo* é dada por:

$$Y_{At}^* = A_t^* G(L_{At}^*, T^*) \quad G(0)=0, G'>0, G''<0 \quad (17)$$

onde:

Y_{At}^* é a quantidade produzida de bens agrícolas no período t , excluindo-se a parcela destinada ao consumo de subsistência.

A_t^* corresponde à produtividade do setor industrial;

L_{At}^* representa a parcela da mão-de-obra empregada nesse setor; e,

T^* é a quantidade de capital utilizada na agricultura.

Em termos de unidade de capital, a produção agrícola pode ser representada por:

$$y_{At}^* = A_t^* f(l_{At}^*) \quad (18)$$

onde $y_{At}^* \equiv Y_{At}^*/T^*$ e $l_{At}^* \equiv L_{At}^*/T^*$.

No *resto do mundo* os estoques de capital industrial e agrícola também são fixos, existindo uma relação negativa entre as participações relativas da mão-de-obra nos dois.

$$l_{It}^* = j^*(l_{At}^*) \quad (h^*)' < 0 \quad (19)$$

Evolução da produtividade

Assim como na economia doméstica, os níveis de produtividade industrial e agrícola evoluem devido a um processo de *learning-by-doing* de acordo com as expressões:

$$\dot{I}_t^* = \delta^* Y_{It}^*, \quad \delta^* > 0 \quad (20)$$

$$\dot{A}_t^* = \nu^* Y_{At}^* \quad \nu^* > 0 \quad (21)$$

Diferentemente de Matsuyama (1992), os parâmetros de velocidade de acumulação de produtividade são diferentes entre as economias, $\delta \neq \delta^*$ e $\nu \neq \nu^*$, refletindo a ausência de completo *spillovers*.

Equilíbrio no mercado de trabalho

Utilizando as equações (16) e (18), pode-se obter as à seguinte condição de equilíbrio no mercado de trabalho:

$$A_t^* g'(l_{At}^*) = p_t I_t^* f'(l_{It}^*) \quad (22)$$

3. DETERMINAÇÃO DO NÍVEL DE EMPREGO

Considerando que não há barreiras comerciais e nenhum tipo de distorção de preços, sob especialização incompleta, o emprego nos setores industrial e agrícola é determinado a partir das condições de equilíbrio no mercado de trabalho na economia doméstica e no *resto do mundo*.

Das equações (12) e (22) tem-se:

$$\frac{f'(l_{It})}{g'(l_{At})} = \frac{A_t}{p_t I_t} \quad (23a)$$

$$\frac{f'(l_{It}^*)}{g'(l_{At}^*)} = \frac{A_t^*}{p_t I_t^*} \quad (23b)$$

Fazendo a razão entre essas duas equações, tem-se:

$$\frac{f'(l_{It})}{g'(l_{At})} = \frac{A_t / I_t}{A_t^* / I_t^*} \frac{f'(l_{It}^*)}{g'(l_{At}^*)}. \quad (24)$$

Os setores agrícola e industrial competem por mão-de-obra de modo que uma elevação da produtividade agrícola desloca trabalhadores para este setor, reduzindo consequentemente o emprego e o nível de produção na indústria. Como os ganhos de produtividade em ambos os setores ocorrem devido a um processo de *learning-by-doing* existe uma relação negativa entre a produtividade agrícola e nível de emprego industrial, ou seja:

$$l_{It}^* = h(A_t^*) \quad h' < 0 \quad (25)$$

A partir das equações (24) e (25) pode-se estabelecer uma relação entre vantagens comparativas e nível de emprego. Em (24) a relação $f'(l_{II})/g'(l_{At})$ é decrescente em l_{II} . Considerando-se um período inicial, $t = 0$, se o setor agrícola da economia doméstica for relativamente mais produtivo que o do *resto do mundo*, ($A_0/I_0 > A_0^*/I_0^*$), ou seja, se a economia doméstica tem vantagens comparativas na agricultura, haverá um deslocamento da mão-de-obra do setor industrial para o setor agrícola na economia doméstica de modo que $l_{A0} > l_{A0}^*$. Por outro lado, se a economia doméstica tem vantagens comparativas na indústria, $A_0/I_0 < A_0^*/I_0^*$, a participação do emprego industrial será maior na economia doméstica que no *resto do mundo*, $l_{I0} > l_{I0}^*$.

3.1. Dinâmica do Emprego na Economia Doméstica

Considerando-se a participação da mão-de-obra na indústria e na agricultura da economia do *resto do mundo* como constante, substituindo (7) em (24), aplicando logaritmo e diferenciando (24) em relação ao tempo, obtém-se:

$$\left[\frac{f''(j(l_{At}))}{f'(j(l_{At}))} j'(l_{At}) - \frac{g''(l_{At})}{g'(l_{At})} \right] \dot{l}_{At} = \left[\frac{\dot{A}_t}{A_t} - \frac{\dot{A}_t^*}{A_t^*} \right] - \left[\frac{\dot{I}_t}{I_t} - \frac{\dot{I}_t^*}{I_t^*} \right] \quad (26)$$

A equação (26) mostra a evolução do emprego na agricultura da economia doméstica ao longo do tempo. Se o diferencial de crescimento da produtividade agrícola na economia doméstica em relação ao *resto do mundo* for superior ao diferencial da evolução da produtividade na indústria, a participação do emprego no setor agrícola da economia doméstica crescerá, uma vez que o termo entre colchetes do lado esquerdo da equação é positivo.

A evolução do emprego também pode ser relacionada com os parâmetros de produtividade ν, ν^*, δ e δ^* . Substituindo (4) e (6) em (8) e (9), respectivamente, obtém-se

as taxas de crescimento das produtividades nos setores agrícola e industrial da economia doméstica, as quais são dadas, respectivamente, por, $\dot{A}_t/A_t = \nu T g(l_{At})$ e $\dot{I}_t/I_t = \delta K f(l_{It})$. As taxas de crescimento das produtividades no *resto do mundo* são obtidas substituindo-se (16) e (18) em (20) e (21), de onde se obtém, $\dot{A}_t^*/A_t^* = \nu^* T^* g(l_{At}^*)$ e $\dot{I}_t^*/I_t^* = \delta^* K^* f(l_{It}^*)$. Desse modo, a equação (26) pode ser representada, alternativamente, como:

$$\left[\frac{f''(j(l_{At}))}{f'(j(l_{At}))} j'(l_{At}) - \frac{g''(l_{At})}{g'(l_{At})} \right] \dot{l}_{At} = \left\{ \left[\nu T g(l_{At}) - \nu^* T^* g(l_{At}^*) \right] - \left[\delta K f(l_{It}) - \delta^* K^* f(l_{It}^*) \right] \right\} \quad (27)$$

A equação (27) mostra que se a economia doméstica apresenta um setor agrícola mais produtivo que o resto do mundo, ou seja, se $\nu T g(l_{At}) > \nu^* T^* g(l_{At}^*)$ e $\delta K f(l_{It}) < \delta^* K^* f(l_{It}^*)$, o emprego na agricultura doméstica será crescente. A velocidade de crescimento do emprego nesse setor pode ser influenciada pela magnitude dos parâmetros ν, ν^*, δ e δ^* . Assim, por exemplo, medidas que objetivem aumentar a velocidade de absorção de novos conhecimentos na agricultura reforçarão o padrão inicial de vantagens comparativas, aumentando a taxa de crescimento do emprego nesse setor.

Por outro lado, se ν^* do *resto do mundo* se ampliar, a vantagem comparativa da economia doméstica na agricultura se reduz, tornando-a menos especializada. Perceba ainda que a especialização completa da economia doméstica em um dos setores dependerá das propriedades das funções de produção na origem, de modo que $\lim_{t \rightarrow \infty} l_{At} = 0$ se $l_{A0} < l_A^*$, e $\lim_{t \rightarrow \infty} l_{At} = 1$ se $l_{A0} > l_A^*$.

Considerando que o produto total é a soma do produto de cada setor, a partir das equações que representam as tecnologias de produção da indústria (1) e agricultura (5), oferta total de mão de obra (2) e evolução da produtividade industrial (8) e agrícola (9), obtém-se a taxa de crescimento do produto na economia doméstica, a qual é dada por:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \delta F(1 - L_{AT}, K) + \nu G(L_{AT}, T) + \left(\frac{G_{L_{AT}}}{G(L_{AT}, T)} - \frac{F_{L_{IT}}}{F(L_{IT}, K)} \right) \cdot \dot{L}_{AT} \quad (28)$$

Onde $G_{L_{AT}}$ e $F_{L_{IT}}$, representam, respectivamente, as produtividades marginais da mão-de-obra empregada no setores agrícola e industrial.

Como pode ser visto pela equação (28), a taxa de crescimento do produto da economia está condicionada apenas aos valores dos parâmetros δ e ν , os quais determinam a velocidade de acumulação de conhecimento nos setores industrial e agrícola, respectivamente. Desse modo, se a taxa de acumulação do conhecimento na agricultura for muito elevada em relação à indústria a economia poderá ter um grande setor agrícola e crescer a taxas elevadas.

Em Matsuyama (1992), os ganhos de produtividade na agricultura são negligenciados. Essa hipótese corresponde a um valor $\nu = \nu^* = 0$ na equação (27), de modo que, as taxas de crescimento do emprego agrícola são subestimadas para economias que inicialmente apresentam vantagens comparativas na agricultura. Ele considera também uma hipótese mais restritiva em que há perfeito transbordamento do conhecimento entre os setores industriais da economia doméstica e do *resto do mundo*, de modo que $\delta = \delta^*$. Porém nesse modelo considera-se uma suposição mais geral $\nu \neq \nu^*$ e $\delta \neq \delta^*$, permitindo que haja inversão de vantagens comparativas entre as economias. Portanto, o resultado obtido por Matsuyama (1992) pode ser visto como uma situação particular do presente modelo.

Das equações (24) a (28), pode-se verificar que se inicialmente as produtividades relativas da agricultura nas duas economias forem iguais, os níveis de emprego na agricultura e indústria também serão. Um aumento da produtividade relativa da agricultura na economia doméstica, provocará um deslocamento da mão-de-obra para este setor, de modo que, $l_{At} > l_A^*$.

Em termos de trajetória do emprego agrícola, tem-se que se a economia doméstica tem vantagem comparativa na agricultura em um período inicial $t = 0$, a taxa de crescimento do emprego nesse setor será positiva. ($\dot{l}_{At} > 0$). Se há um aumento da taxa de crescimento da produtividade agrícola na economia doméstica (\dot{A}/A), a trajetória de crescimento do emprego agrícola dessa economia se deslocará para cima.

De acordo com Matsuyama (1992), em economias abertas, se não há *learnig-by-doing* na agricultura existe relação negativa entre produtividade agrícola e crescimento econômico. Porém quando se introduz um processo de *learning-by-doing* também na agricultura isso não necessariamente ocorre, pois o deslocamento da mão-de-obra para o setor agrícola elevaria a produção, aumentando continuamente a produtividade e a renda da economia.

4. RELAÇÃO ENTRE PRODUTIVIDADE AGRÍCOLA E BEM-ESTAR

Um outro ponto relevante do modelo é analisar os impactos da produtividade agrícola sobre bem-estar da economia. Considerando-se a renda nacional da economia doméstica, R_t , como sendo a soma dos valores dos bens produzidos nos setores agrícola e industrial, ou seja:

$$R_t = A_t g(l_{At}) + p_I I_t f(l_{It}) \quad (29)$$

O dispêndio nacional *per capita* (E_t / L) será dado por:

$$\frac{E_t}{L} = c_{At} + p_I c_{It} \quad (30)$$

A função utilidade instantânea do agente representativo na economia doméstica é dada pela equação (14). Fazendo $\sigma = 1$ em (14), o problema do indivíduo em cada período de tempo será maximizar a seguinte função utilidade:

$$\text{Max } U = \int_0^{\infty} [\beta \log(c_{At} - \gamma) + \log(c_{It})] e^{-\rho t} dt$$

sujeito a (31)

$$c_{At} + p_t c_{It} \leq R_t / L$$

Do problema (31) pode-se obter a demanda *per capita* por bens agrícolas em função dos preços relativos e da demanda por bens industrializados (*per capita*), como sendo:

$$c_{At} = \gamma + \beta p_t c_{It} \tag{32}$$

Substituindo (32) em (31) tem-se:

$$U = \int_0^{\infty} [\beta \log(\beta p_t c_{It}) + \log(c_{It})] e^{-\rho t} dt \tag{33}$$

De (30) tem-se:

$$c_{At} = E_t / L - p_t c_{It} \tag{34}$$

Substituindo (32) em (34) pode-se obter a demanda per capita por bens industrializados:

$$c_{It} = \frac{(E_t / L) - \gamma}{(1 + \beta) p_t} \tag{35}$$

Substituindo (35) em (33), obtém-se a função utilidade indireta do agente representativo,

$$h = (1 + \beta) \int_0^{\infty} \log\left(\frac{E_t}{L} - \gamma\right) e^{-\rho t} dt + \Psi \quad (36)$$

onde $\Psi = -\int_0^{\infty} \log(p_t) e^{-\rho t} dt + \int_0^{\infty} [\beta \log \beta + (1 + \beta) \log(1 + \beta)] e^{-\rho t} dt$.

A partir da equação (36) pode-se analisar o bem estar da economia doméstica relacionando-o com seu nível de renda agregada, R_t , considerando duas situações: na primeira, assume-se que não existe mercado de capitais, ou seja, não há possibilidade da economia doméstica emprestar ou adquirir empréstimos do *resto do mundo*, de modo que $R_t = E_t$ em cada período de tempo. Assim,

$$h_1 = (1 + \beta) \int_0^{\infty} \log\left(\frac{R_t}{L} - \gamma\right) e^{-\rho t} dt + \Psi \quad (37)$$

Na segunda situação considera-se a existência de um perfeito mercado de capitais, de modo que a economia doméstica pode emprestar e obter empréstimos a uma taxa de juros constante (r) a qual é igual a taxa de desconto (ρ). Desse modo, a economia doméstica gasta uma quantidade constante em cada período de tempo, dada por:

$$\frac{E_t}{\rho} = \int_0^{\infty} R_t e^{-\rho t} dt \quad (38)$$

onde o termo do lado esquerdo corresponde ao valor presente da despesa descontada a uma taxa r .

Substituindo (38) em (36):

$$h_2 = (1 + \beta) \rho^{-1} \log\left[\rho \int_0^{\infty} \frac{R_t}{L} e^{-\rho t} dt - \gamma\right] + \Psi \quad (39)$$

A renda do *resto do mundo* é dada por:

$$R_t^* = A_t^* g(l_{A_t}^*) + p_I I_t^* f(l_{I_t}^*) \quad (40)$$

Multiplicando e dividindo o segundo termo do lado direito da equação (22) por $f(l_{I_t}^*)$, e substituindo em (40) obtém-se:

$$R_t^* = A_t^* \left[g(l_{A_t}^*) + g(l_{I_t}^*) \frac{f(l_{I_t}^*)}{f'(l_{I_t}^*)} \right] \quad (41)$$

Se a produtividade da agricultura na economia doméstica for igual a do *resto do mundo*, a participação da mão-de-obra empregada nos setores agrícola e industrial serão iguais em todas as economias, de modo que a renda da economia doméstica e do *resto do mundo* serão iguais, $R_t = R_t^*$, e constantes ao longo do tempo.

Fazendo $R_t = R_t^* = R$ em (41) e substituindo o resultado em (39), tem-se que

$$h_2 = (1 + \beta) \rho^{-1} \log \left(\frac{R}{L} - \gamma \right) + \Psi \quad (42)$$

Da equação (42) verifica-se que se não há vantagens comparativas entre as economias, o nível de bem-estar da economia doméstica independe da existência de mercados de capitais internacionais, isto é, $h_1 = h_2 = (1 + \beta) \rho^{-1} \log \left(\frac{R_t^*}{L} - \gamma \right) + \Psi$. Isso decorre do fato de não haver deslocamento de mão-de-obra entre os setores da economia e conseqüentemente não haver alteração da renda ao longo do tempo. Desde que a medida de bem-estar depende do nível de renda da economia, esta também permanecerá inalterada.

Os resultados obtidos por Matsuyama (1992) indicam que a renda de uma economia e, conseqüentemente, o seu bem-estar crescerá se a economia se industrializar.

Porém, o modelo aqui apresentado considera a existência de *learning-by-doing* em ambos os setores chegando a um resultado mais geral em que se. Se $A \neq A^*$, a renda nacional e o nível de bem-estar crescerão independentemente do setor em que a economia apresentar vantagens comparativas. O crescimento da renda ocorre devido ao deslocamento da mão-de-obra entre os setores, de modo que se a produtividade agrícola da economia doméstica é maior que no *resto do mundo*, isto é, $A > A^*$, a mão-de-obra se deslocará do setor industrial para a agricultura. Se, alternativamente, $A < A^*$, tem-se que $\dot{l}_I > 0$ e $\dot{l}_A < 0$. No entanto, os níveis de renda e bem estar crescerão a taxas mais elevadas se a economia se especializar no setor em que apresenta vantagens comparativas iniciais.

Por fim, como lembrado em Matsuyana (1992), mesmo que a agricultura não tenha dinâmica ou que esta dinâmica seja baixa em relação à indústria não se deve usar esse argumento negligenciar a agricultura de um país em prol da industrialização. Considerando que a produtividade agrícola de uma economia seja suficientemente alta, seu nível de renda e bem-estar poderão ser mais elevados que no *resto do mundo*. Assim, um país que se especializa na agricultura poderá crescer mais lentamente e mesmo assim não apresentar um padrão de vida mais baixo. Deve-se considerar ainda que se uma sociedade possui elevada taxa de preferência os benefícios da industrialização podem não ser tão desejados.

5- CONCLUSÕES

Esse artigo utiliza um modelo de crescimento endógeno em um ambiente de livre comércio para analisar as implicações da incorporação dos avanços tecnológicos obtidos através do processo de “*learning-by-doing*” sobre o nível de emprego e bem-estar da economia. A estrutura teórica está baseada no modelo proposto por Matsuyama (1992). O modelo originalmente proposto difere do modelo aqui apresentado em relação a duas suposições básicas. Primeiro considera-se que a dinâmica da economia está condicionada a evolução da produtividade nos setores agrícola e industrial. Adicionalmente, supõe-se que não há completo *spillovers* entre as economias.

Com base nos resultados obtidos verificou-se que as conclusões obtidas por Matsuyama (1992) representam um caso particular de conclusões mais gerais, onde a especialização da economia no setor agrícola não necessariamente implica em perda de bem-estar no curto e no longo prazo.

Em relação ao nível e evolução da mão-de-obra entre os setores da economia, verificou-se que se inicialmente nas duas economias a produtividade da agricultura em relação à indústria são iguais, os níveis de emprego nesses dois setores também serão. Um aumento na produtividade relativa da agricultura na economia doméstica provocará um deslocamento da mão-de-obra para este setor.

Em termos de trajetória do emprego agrícola, tem-se que se a economia doméstica tem vantagem comparativa na agricultura em um período inicial, a taxa de crescimento do emprego nesse setor será positiva. Se há um aumento da taxa de crescimento da produtividade agrícola na economia doméstica, a trajetória de crescimento do emprego agrícola dessa economia se deslocará para cima. No entanto, quando se negligencia os ganhos de produtividade na agricultura, as taxas de crescimento do emprego agrícola para economias que inicialmente apresentam vantagens comparativas na agricultura são subestimadas.

A velocidade de crescimento do emprego também pode ser influenciada pela magnitude dos parâmetros de produtividade da economia doméstica e do *resto do mundo*. Se este último ampliar sua produtividade agrícola a economia doméstica perde suas vantagens comparativas tornando-se menos especializada. A especialização completa das economias em um dos setores dependerá, no entanto, das propriedades das funções de produção na origem; de modo que, no longo prazo, a economia doméstica poderá se especializar na agricultura caso, inicialmente, ela apresente vantagens comparativas nesse setor.

Matsuyama (1992) verificou que em economias abertas, há uma relação negativa entre produtividade agrícola e crescimento econômico. Porém quando se introduz um processo de *learning-by-doing* também na agricultura isso não necessariamente ocorre.

O crescimento da economia dependerá agora da relação entre os parâmetros que determinam as taxas de acumulação de conhecimento nos dois setores. Se a taxa de acumulação de conhecimento na agricultura for maior que na indústria, a economia poderá ter um grande setor agrícola e mesmo assim crescer a elevadas taxas.

Se não há vantagens comparativas entre as economias, a mão-de-obra não se deslocará entre os setores, de modo que não ocorre nenhuma alteração no nível de renda ao longo do tempo. Como a medida de bem-estar depende do nível de renda da economia, esta também permanecerá inalterada, e independente da existência de mercados de capitais internacionais.

Os resultados obtidos por Matsuyama (1992) indicam que a renda de uma economia e, conseqüentemente, o seu bem-estar crescerá se a economia se industrializar. Porém, o modelo aqui apresentado mostra que a renda nacional e o nível de bem-estar crescerão independentemente do setor em que a economia apresenta vantagens comparativas. No entanto, os níveis de renda e bem estar crescerão a taxas mais elevadas se a economia se especializar no setor em que apresenta vantagens comparativas iniciais. Assim, um país que se especializa na agricultura poderá crescer mais lentamente e mesmo assim apresentar um padrão de vida mais elevado.

6- REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGHION, P., e HOWITT, P. “A Model of Growth through Creative Destruction”, **Econometrica**.v. 60:p. 323-51. 1992.

ARROW, K.J.“The Implications of Learning by Doing”. **Review of Economic Studies**.v. 29: p.155-173. 1962.

BARROS, A.L. M. de. **Capital produtividade e Crescimento da Agricultura: o Brasil de 1970 a 1995**. São Paulo.,ESALQ/USP. 1999. Tese (Doutorado)- Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo.

GROSSMAN, G.M.;HELPMAN, E. “Product Development and International Trade” **Journal of Political Economy** v.97, p. 1261-83. 1989.

_____. “Comparative Advantage and Long-Run Growth” **American Economic Review**, v.80,p. 796-815. 1990.

_____. “Quality Ladders in the Theory of Growth”. **Review of Economic Studies** v.58: p.43-61. 1991a.

_____. **“Innovation and Growth in the Global Economy”**. Cambridge, Mass: MIT Press. 1991b

_____. “Quality Ladders and Product Cycles”. **Quarterly Journal of Economics** v.106: p.557-586. 1991c.

KRUGMAN, P. 1990: **“Rethinking International Trade”** Cambridge MIT Press 1990.

LUCAS, Jr. ,R.E. “On the Mechanics of Economic Development”. **Journal of Monetary Economics**. v.22,p.3-42. 1988.

MARINHO; E.L.L; CARVALHO,R.M.. **Comparações Interregionais da Produtividade Total, Variação da Eficiência Técnica e Variação**. In: XXX Encontro Nacional de Economia. Nova Friburgo, ANPEC. Anais (Digital)

MATSUYANA, K, “Agricultural Productivity, Comparative Advantage, and Economic Growth,” **Journal of Economic Theory** v.58, p.317-334. 1992.

QUAH, D.T. “Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs”. **Journal of Economic Growth** v.2. 1997:

RIVERA-BATIZ, L.A; ROMER, P.M. "Economic Integration and Endogenous Growth," **Quarterly Journal of Economics** v.106, p.531-555. 1991a.

RIVERA-BATIZ, L.A; ROMER, P.M."International Trade with Endogenous Technological Change" **European Economic Review** v.35, p.97-1001. 1991b

ROMER, P.M. "Increasing Returns and Long Run Growth". **Journal of Political Economy** v.94: p.1002-1037. 1986.

ROMER, P.M. "Endogenous Technological Change", Journal of Political Economy. v.98, p.S71-S102. 1990:

STOKEY, N.L."The Volume and Composition of Trade between Rich and Poor Countries," **Review of Economic Studies.** v.58, p.701-717, 1991

SUMMERS, R.;HESTON, A. "A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels: Estimates of 130 Countries". **The Review of Income and Wealth.**v. 34: p.1-25. 1988.

VICENTE, J.R. ANEFALOS, L.C.,CASER, D.V. Produtividade Agrícola no Brasil, 1970-1995. **Agricultura em São Paulo.** São Paulo, v.48,p.33-55,2001.

WONG, K. International Trade in Goods and Factor Mobility. MIT PRESS. Cambridge, Massachusetts. London, England. 1995.

YOUNG, A. Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade. **Quarterly Journal of Economics** v.106, p.369-405. 1991:

APÊNDICE A- Ajustamentos das Fronteiras Regionais e Metaprodução

A1- Output from the program FRONTIER (Version 4.1c) para a fronteira de metaprodução

Tech. Eff. Effects Frontier (see B&C 1993)

The model is a production function

The dependent variable is logged

the ols estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0.16117810E+01	0.32385666E+00	0.49768346E+01
beta 1	0.12821072E+00	0.20056307E+00	0.63925387E+00
beta 2	0.23194688E+00	0.24096665E+00	0.96256839E+00
beta 3	0.50048283E+00	0.27912145E+00	0.17930647E+01
beta 4	0.52920176E+00	0.20818068E+00	0.25420311E+01
beta 5	0.18949838E+00	0.21752226E+00	0.87116778E+00
beta 6	0.40503791E+00	0.21313385E+00	0.19003922E+01
beta 7	-0.30100549E+00	0.25082236E+00	-0.12000744E+01
beta 8	-0.59506908E+00	0.20149280E+00	-0.29533020E+01
beta 9	-0.33496205E+00	0.18764832E+00	-0.17850522E+01
beta10	-0.26459055E+00	0.18306718E+00	-0.14453194E+01
beta11	-0.10586032E+00	0.17773876E+00	-0.59559502E+00
beta12	0.83126685E-01	0.16614421E+00	0.50032851E+00
beta13	0.22284265E+00	0.15153648E+00	0.14705544E+01
beta14	0.74826666E-02	0.18302331E+00	0.40883682E-01
beta15	0.20013414E+00	0.17182845E+00	0.11647323E+01
beta16	0.17155373E+00	0.13960936E+00	0.12288125E+01
beta17	0.49549741E+00	0.15474209E+00	0.32020854E+01
beta18	0.61750879E+00	0.15301765E+00	0.40355395E+01
beta19	0.55163114E+00	0.11884627E+00	0.46415521E+01
beta20	0.28707190E+00	0.12882463E+00	0.22283930E+01
beta21	0.30218047E+00	0.16265847E+00	0.18577605E+01
beta22	0.31107048E+00	0.12327729E+00	0.25233396E+01
beta23	0.57370028E-01	0.13178427E+00	0.43533288E+00
beta24	0.40786423E-01	0.13531362E+00	0.30142142E+00
beta25	0.63225350E+00	0.17986582E+00	0.35151398E+01
beta26	0.13818982E+00	0.12713369E+00	0.10869646E+01
beta27	0.69224860E+00	0.10039414E+00	0.68953085E+01
beta28	0.30239119E-01	0.27454358E-01	0.11014324E+01
beta29	0.67459376E-01	0.29889576E-01	0.22569533E+01
beta30	0.19603428E-01	0.27743466E-01	0.70659622E+00
beta31	-0.45035431E-01	0.21563440E-01	-0.20885087E+01
beta32	0.51762879E-01	0.21945983E-01	0.23586494E+01
beta33	-0.26096139E-01	0.11337219E-01	-0.23018113E+01
beta34	-0.19456595E-01	0.17120215E-01	-0.11364691E+01

beta35 -0.72956775E-02 0.12078174E-01 -0.60403814E+00
beta36 -0.14086492E-01 0.14176212E-01 -0.99367110E+00
beta37 -0.22089980E-02 0.44976975E-02 -0.49113975E+00
sigma-squared 0.33108164E-01

log likelihood function = 0.58281499E+02

the estimates after the grid search were :

beta 0 0.16393057E+01
beta 1 0.12821072E+00
beta 2 0.23194688E+00
beta 3 0.50048283E+00
beta 4 0.52920176E+00
beta 5 0.18949838E+00
beta 6 0.40503791E+00
beta 7 -0.30100549E+00
beta 8 -0.59506908E+00
beta 9 -0.33496205E+00
beta10 -0.26459055E+00
beta11 -0.10586032E+00
beta12 0.83126685E-01
beta13 0.22284265E+00
beta14 0.74826666E-02
beta15 0.20013414E+00
beta16 0.17155373E+00
beta17 0.49549741E+00
beta18 0.61750879E+00
beta19 0.55163114E+00
beta20 0.28707190E+00
beta21 0.30218047E+00
beta22 0.31107048E+00
beta23 0.57370028E-01
beta24 0.40786423E-01
beta25 0.63225350E+00
beta26 0.13818982E+00
beta27 0.69224860E+00
beta28 0.30239119E-01
beta29 0.67459376E-01
beta30 0.19603428E-01
beta31 -0.45035431E-01
beta32 0.51762879E-01
beta33 -0.26096139E-01
beta34 -0.19456595E-01
beta35 -0.72956775E-02
beta36 -0.14086492E-01
beta37 -0.22089980E-02

delta 0 0.00000000E+00
 delta 1 0.00000000E+00
 delta 2 0.00000000E+00
 delta 3 0.00000000E+00
 delta 4 0.00000000E+00
 delta 5 0.00000000E+00
 delta 6 0.00000000E+00
 sigma-squared 0.23800888E-01
 gamma 0.50000000E-01

the final mle estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0.13773504E+01	0.26886089E+00	0.51229109E+01
beta 1	-0.14704743E+00	0.15743102E+00	-0.93404359E+00
beta 2	0.46235611E-01	0.18974572E+00	0.24367143E+00
beta 3	0.41763827E+00	0.23027961E+00	0.18136138E+01
beta 4	0.34737785E+00	0.16394751E+00	0.21188358E+01*
beta 5	0.10974622E+00	0.17318153E+00	0.63370623E+00
beta 6	0.34596630E+00	0.17265709E+00	0.20037769E+01*
beta 7	-0.40046562E+00	0.19689010E+00	-0.20339551E+01*
beta 8	-0.85066877E+00	0.16375082E+00	-0.51948977E+01*
beta 9	-0.52329477E+00	0.15280636E+00	-0.34245615E+01*
beta10	-0.39757162E+00	0.14738897E+00	-0.26974313E+01*
beta11	-0.17827827E+00	0.14404432E+00	-0.12376626E+01
beta12	0.25023005E-01	0.13194497E+00	0.18964729E+00
beta13	0.26268589E+00	0.11482691E+00	0.22876683E+01*
beta14	-0.51080959E-01	0.13839549E+00	-0.36909411E+00
beta15	0.11103369E+00	0.13608232E+00	0.81593032E+00
beta16	0.22034535E+00	0.10484467E+00	0.21016363E+01*
beta17	0.53101011E+00	0.12092061E+00	0.43913945E+01*
beta18	0.54450289E+00	0.12435800E+00	0.43785113E+01*
beta19	0.64847577E+00	0.90949644E-01	0.71300529E+01*
beta20	0.30315765E+00	0.96478711E-01	0.31422232E+01*
beta21	0.25957437E+00	0.13118689E+00	0.19786609E+01
beta22	0.24475117E+00	0.96775244E-01	0.25290679E+01*
beta23	-0.91126966E-01	0.10958512E+00	-0.83156336E+00
beta24	-0.31288656E-01	0.10730574E+00	-0.29158417E+00
beta25	0.54213804E+00	0.13651031E+00	0.39714072E+01*
beta26	0.37192765E-02	0.10628813E+00	0.34992397E-01
beta27	0.58744265E+00	0.86232845E-01	0.68122842E+01*
beta28	0.59426869E-01	0.21755823E-01	0.27315386E+01*
beta29	0.34708697E-01	0.24176429E-01	0.14356420E+01
beta30	0.52944387E-01	0.22017130E-01	0.24046907E+01*
beta31	-0.26076000E-01	0.17243604E-01	-0.15122129E+01

beta32	0.24423925E-01	0.17945343E-01	0.13610175E+01
beta33	-0.19921771E-01	0.93891431E-02	-0.21217880E+01*
beta34	0.10701431E-02	0.13475607E-01	0.79413346E-01
beta35	0.47083140E-02	0.94457330E-02	0.49845936E+00
beta36	0.31513347E-02	0.11740614E-01	0.26841310E+00
beta37	0.61999512E-02	0.39765336E-02	0.15591346E+01
delta 0	0.43923641E+00	0.20078817E+00	0.21875612E+01
delta 1	-0.14520792E+00	0.27909197E+00	-0.52028700E+00
delta 2	-0.88859872E-02	0.19583686E-01	-0.45374436E+00
delta 3	-0.11180713E+00	0.36988574E-01	-0.30227479E+01
delta 4	0.62020970E-01	0.26288408E-01	0.23592516E+01
delta 5	-0.55740358E-01	0.26943250E-01	-0.20688060E+01
delta 6	-0.42837526E+00	0.13899382E+00	-0.30819734E+01
sigma-squared	0.80474422E-01	0.18749253E-01	0.42921401E+01
gamma	0.88393462E+00	0.52106955E-01	0.16963851E+02

log likelihood function = 0.71596945E+02

LR test of the one-sided error = 0.26630893E+02

with number of restrictions = 8

[note that this statistic has a mixed chi-square distribution]

technical efficiency estimates :

firm	year	eff.-est.
1	1	0.88517067E+00
2	1	0.56597523E+00
3	1	0.63336659E+00
4	1	0.93514890E+00
5	1	0.66284882E+00
6	1	0.73134135E+00
7	1	0.46087403E+00
8	1	0.48452846E+00
9	1	0.55766181E+00
10	1	0.50287274E+00
11	1	0.47779767E+00
12	1	0.65009615E+00
13	1	0.59076608E+00
14	1	0.83198984E+00
15	1	0.63989373E+00
16	1	0.55756175E+00
17	1	0.51796491E+00
18	1	0.61959078E+00
19	1	0.57856015E+00
20	1	0.57279085E+00

21	1	0.75155990E+00
22	1	0.85305632E+00
23	1	0.89539893E+00
24	1	0.59076872E+00
25	1	0.94862120E+00
1	2	0.86933542E+00
2	2	0.93516902E+00
3	2	0.93986247E+00
4	2	0.89595738E+00
5	2	0.88835014E+00
6	2	0.70033833E+00
7	2	0.86178070E+00
8	2	0.93766852E+00
9	2	0.92837976E+00
10	2	0.86868459E+00
11	2	0.93065800E+00
12	2	0.91604871E+00
13	2	0.84588348E+00
14	2	0.80715846E+00
15	2	0.91054775E+00
16	2	0.81274064E+00
17	2	0.69601429E+00
18	2	0.92073902E+00
19	2	0.86635396E+00
20	2	0.96221262E+00
21	2	0.90199972E+00
22	2	0.94097682E+00
23	2	0.93592669E+00
24	2	0.94827976E+00
25	2	0.94662672E+00
1	3	0.93590575E+00
2	3	0.93715825E+00
3	3	0.91239210E+00
4	3	0.94693016E+00
5	3	0.95765828E+00
6	3	0.85081352E+00
7	3	0.96181037E+00
8	3	0.91004432E+00
9	3	0.87848618E+00
10	3	0.92213164E+00
11	3	0.80063981E+00
12	3	0.94673061E+00
13	3	0.94494555E+00
14	3	0.92654292E+00
15	3	0.94266699E+00
16	3	0.85864214E+00
17	3	0.87167776E+00

18	3	0.91313002E+00
19	3	0.88320612E+00
20	3	0.91328195E+00
21	3	0.95694428E+00
22	3	0.90869521E+00
23	3	0.93002760E+00
24	3	0.92188347E+00
25	3	0.85155789E+00
1	4	0.96127588E+00
2	4	0.87498878E+00
3	4	0.90097734E+00
4	4	0.92355242E+00
5	4	0.97010040E+00
6	4	0.96029076E+00
7	4	0.93435152E+00
8	4	0.95194863E+00
9	4	0.94628403E+00
10	4	0.94982926E+00
11	4	0.91533654E+00
12	4	0.94855253E+00
13	4	0.89521286E+00
14	4	0.91013092E+00
15	4	0.96493880E+00
16	4	0.97647261E+00
17	4	0.95644848E+00
18	4	0.93914953E+00
19	4	0.96506835E+00
20	4	0.95948931E+00
21	4	0.94983221E+00
22	4	0.96114385E+00
23	4	0.96423795E+00
24	4	0.92652502E+00
25	4	0.89964281E+00
1	5	0.95179841E+00
2	5	0.97137059E+00
3	5	0.97265948E+00
4	5	0.96246475E+00
5	5	0.92358783E+00
6	5	0.97907233E+00
7	5	0.96594028E+00
8	5	0.96988725E+00
9	5	0.97313226E+00
10	5	0.97070371E+00
11	5	0.97816271E+00
12	5	0.95321548E+00
13	5	0.97670847E+00
14	5	0.97739177E+00

15	5	0.93746126E+00
16	5	0.96273728E+00
17	5	0.97633655E+00
18	5	0.97299337E+00
19	5	0.97087802E+00
20	5	0.94198463E+00
21	5	0.95874331E+00
22	5	0.96139542E+00
23	5	0.94529625E+00
24	5	0.96876645E+00
25	5	0.97307663E+00

mean efficiency = 0.87239477E+00

A2- Output from the program FRONTIER (Version 4.1c) para a fronteira de produção da região Norte

Tech. Eff. Effects Frontier (see B&C 1993)

The model is a production function

The dependent variable is logged

the ols estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0.34033638E+01	0.19104005E+01	0.17814923E+01
beta 1	-0.87070942E-01	0.30225405E+00	-0.28807204E+00
beta 2	-0.24151923E+00	0.18661866E+00	-0.12941859E+01
beta 3	-0.40009209E-01	0.25890556E+00	-0.15453205E+00
beta 4	0.15837105E+00	0.14774337E+00	0.10719334E+01
beta 5	-0.14015074E+00	0.17794166E+00	-0.78762185E+00
beta 6	0.21036193E+01	0.17032036E+01	0.12350956E+01
beta 7	0.11306480E+01	0.79677443E+00	0.14190314E+01
beta 8	-0.89312136E-01	0.46019418E+00	-0.19407489E+00
beta 9	0.73163988E-01	0.31800737E+00	0.23007010E+00
beta10	0.26371970E+00	0.20860182E+00	0.12642253E+01
beta11	-0.10612972E+00	0.12249440E+00	-0.86640468E+00
beta12	-0.19276726E+00	0.16251317E+00	-0.11861639E+01
beta13	0.13347740E+00	0.10863242E+00	0.12287069E+01
beta14	0.41707820E-01	0.45463213E-01	0.91739711E+00
beta15	-0.50195692E-01	0.14402990E+00	-0.34850884E+00
beta16	-0.51407300E-01	0.28181896E-01	-0.18241250E+01
beta17	0.22663446E-01	0.33177046E-01	0.68310622E+00
beta18	-0.20602169E-01	0.17062965E-01	-0.12074202E+01
sigma-squared	0.30187426E-01		

log likelihood function = 0.24986323E+02

the estimates after the grid search were :

beta 0	0.34752557E+01
beta 1	-0.87070942E-01
beta 2	-0.24151923E+00
beta 3	-0.40009209E-01
beta 4	0.15837105E+00
beta 5	-0.14015074E+00
beta 6	0.21036193E+01
beta 7	0.11306480E+01
beta 8	-0.89312136E-01
beta 9	0.73163988E-01

```

beta10    0.26371970E+00
beta11    -0.10612972E+00
beta12    -0.19276726E+00
beta13    0.13347740E+00
beta14    0.41707820E-01
beta15    -0.50195692E-01
beta16    -0.51407300E-01
beta17    0.22663446E-01
beta18    -0.20602169E-01
delta 0    0.00000000E+00
delta 1    0.00000000E+00
delta 2    0.00000000E+00
delta 3    0.00000000E+00
delta 4    0.00000000E+00
delta 5    0.00000000E+00
delta 6    0.00000000E+00
sigma-squared 0.16237177E-01
gamma     0.50000000E+00

```

the final mle estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0.48608525E+01	0.10351876E+01	0.46956245E+01
beta 1	0.71227015E-01	0.19528834E+01	0.36472743E-01
beta 2	0.45028610E-01	0.12513649E+01	0.35983597E-01
beta 3	-0.23418702E-01	0.51270905E+00	-0.45676397E-01
beta 4	0.10002443E+00	0.94034826E+00	0.10636956E+00
beta 5	-0.27185710E+00	0.61984625E+00	-0.43858795E+00
beta 6	0.27633523E+01	0.39503099E+01	0.69952798E+00
beta 7	0.16598621E+01	0.53063555E+00	0.31280643E+01*
beta 8	-0.44310430E+00	0.64172166E+00	-0.69049298E+00
beta 9	0.57035818E-01	0.13988385E+01	0.40773698E-01
beta10	0.37148924E+00	0.35961179E+00	0.10330285E+01
beta11	-0.21076105E+00	0.11548990E+00	-0.18249306E+01
beta12	-0.27318412E+00	0.30629691E+00	-0.89189318E+00
beta13	0.19746905E+00	0.59825104E-02	0.33007724E+02*
beta14	0.52906262E-01	0.73081936E-01	0.72393077E+00
beta15	-0.75567292E-01	0.29246341E+00	-0.25838204E+00
beta16	-0.73509503E-01	0.10281281E-01	-0.71498391E+01*
beta17	0.38356825E-01	0.38019603E-01	0.10088697E+01
beta18	-0.33629893E-01	0.22513430E-01	-0.14937703E+01
delta 0	0.19120921E+00	0.11887518E+01	0.16084872E+00
delta 1	-0.10451767E+01	0.27894090E+01	-0.37469467E+00
delta 2	0.53401262E-02	0.16145218E+00	0.33075591E-01
delta 3	0.24041470E-01	0.13578305E+00	0.17705796E+00
delta 4	0.15738171E+00	0.20057191E+00	0.78466474E+00

delta 5 -0.31988385E+00 0.80831675E-01 -0.39574071E+01
 delta 6 0.11313017E+00 0.36709345E-01 0.30817812E+01
 sigma-squared 0.13238352E-01 0.17212577E-01 0.76910924E+00
 gamma 0.99980020E+00 0.27745476E-03 0.36034711E+04

log likelihood function = 0.43676257E+02

LR test of the one-sided error = 0.37379868E+02

with number of restrictions = 8

[note that this statistic has a mixed chi-square distribution]

technical efficiency estimates :

firm	year	eff.-est.
1	1	0.99702605E+00
2	1	0.96280158E+00
3	1	0.99693938E+00
4	1	0.99768020E+00
5	1	0.85481317E+00
6	1	0.99607933E+00
1	2	0.95811857E+00
2	2	0.99916831E+00
3	2	0.97134648E+00
4	2	0.87608448E+00
5	2	0.99591696E+00
6	2	0.92048407E+00
1	3	0.64430824E+00
2	3	0.63477701E+00
3	3	0.90805389E+00
4	3	0.79471123E+00
5	3	0.95797793E+00
6	3	0.79777325E+00
1	4	0.80478712E+00
2	4	0.46450640E+00
3	4	0.74520777E+00
4	4	0.80155641E+00
5	4	0.99472073E+00
6	4	0.71889937E+00
1	5	0.76129440E+00
2	5	0.97168422E+00
3	5	0.99678204E+00
4	5	0.86569345E+00
5	5	0.85886308E+00
6	5	0.99673856E+00

mean efficiency = 0.87482646E+00

A3- Output from the program FRONTIER (Version 4.1c) para a fronteira de produção da região Nordeste

Tech. Eff. Effects Frontier (see B&C 1993)

The model is a production function

The dependent variable is logged

the ols estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0.29693439E+01	0.82574526E+00	0.35959563E+01
beta 1	-0.21884455E-02	0.21339055E+00	-0.10255588E-01
beta 2	-0.78325760E+00	0.17161328E+00	-0.45640849E+01
beta 3	-0.32084185E+00	0.13247366E+00	-0.24219294E+01
beta 4	-0.30431001E+00	0.15740291E+00	-0.19333188E+01
beta 5	-0.23694353E+00	0.12788485E+00	-0.18527882E+01
beta 6	-0.13322903E+00	0.12294893E+00	-0.10836128E+01
beta 7	-0.64848597E-01	0.16093669E+00	-0.40294476E+00
beta 8	-0.81093330E-01	0.14028317E+00	-0.57806886E+00
beta 9	0.61570937E+00	0.49698095E+00	0.12388993E+01
beta10	0.84879669E+00	0.34674749E+00	0.24478813E+01
beta11	0.10712949E+00	0.23391786E+00	0.45797910E+00
beta12	0.21190500E-01	0.93254687E-01	0.22723254E+00
beta13	0.17664466E+00	0.87394842E-01	0.20212253E+01
beta14	-0.14378999E+00	0.56855864E-01	-0.25290265E+01
beta15	-0.11738228E+00	0.65971510E-01	-0.17792875E+01
beta16	0.15137106E+00	0.47146246E-01	0.32106706E+01
beta17	0.34055470E-01	0.30760718E-01	0.11071091E+01
sigma-squared	0.32118915E-01		

log likelihood function = 0.25003322E+02

the estimates after the grid search were :

beta 0	0.29945152E+01
beta 1	-0.21884455E-02
beta 2	-0.78325760E+00
beta 3	-0.32084185E+00
beta 4	-0.30431001E+00
beta 5	-0.23694353E+00
beta 6	-0.13322903E+00
beta 7	-0.64848597E-01
beta 8	-0.81093330E-01
beta 9	0.61570937E+00
beta10	0.84879669E+00
beta11	0.10712949E+00

beta12 0.21190500E-01
 beta13 0.17664466E+00
 beta14 -0.14378999E+00
 beta15 -0.11738228E+00
 beta16 0.15137106E+00
 beta17 0.34055470E-01
 delta 0 0.00000000E+00
 delta 1 0.00000000E+00
 delta 2 0.00000000E+00
 delta 3 0.00000000E+00
 delta 4 0.00000000E+00
 delta 5 0.00000000E+00
 delta 6 0.00000000E+00
 sigma-squared 0.19904943E-01
 gamma 0.50000000E-01

the final mle estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0.18136402E+01	0.60327299E+00	0.30063342E+01
beta 1	-0.45564115E+00	0.14992737E+00	-0.30390792E+01
beta 2	-0.11200466E+01	0.13769764E+00	-0.81341022E+01
beta 3	-0.54217577E+00	0.95077482E-01	-0.57024625E+01
beta 4	-0.31626026E+00	0.10892209E+00	-0.29035457E+01
beta 5	-0.29560491E+00	0.77958629E-01	-0.37918177E+01
beta 6	-0.49863966E-01	0.74623959E-01	-0.66820317E+00
beta 7	0.21612232E+00	0.11184431E+00	0.19323497E+01
beta 8	-0.66336427E-01	0.85952850E-01	-0.77177694E+00
beta 9	0.33357187E+00	0.36007629E+00	0.92639222E+00
beta10	0.48005104E+00	0.23934116E+00	0.20057187E+01
beta11	-0.80379454E-01	0.18470430E+00	-0.43517912E+00
beta12	0.11692370E-01	0.59884686E-01	0.19524808E+00
beta13	0.63818072E-01	0.61565082E-01	0.10365953E+01
beta14	-0.11060600E+00	0.42305653E-01	-0.26144497E+01
beta15	-0.37466283E-01	0.47021600E-01	-0.79678877E+00
beta16	0.11015706E+00	0.34500234E-01	0.31929365E+01
beta17	0.36472134E-01	0.24479055E-01	0.14899322E+01
delta 0	0.69993848E+00	0.43083818E+00	0.16245971E+01
delta 1	-0.60294185E-01	0.84204481E+00	-0.71604485E-01
delta 2	0.14725587E-01	0.45964593E-01	0.32036804E+00
delta 3	-0.65252612E-02	0.53547715E-01	-0.12185882E+00
delta 4	0.32410333E-01	0.55133145E-01	0.58785569E+00
delta 5	-0.55678648E+00	0.21299112E+00	-0.26141300E+01
delta 6	-0.24195594E+00	0.61629660E-01	-0.39259659E+01
sigma-squared	0.17728055E-01	0.45135037E-02	0.39277811E+01
gamma	0.62274870E+00	0.16805118E+00	0.37057086E+01

log likelihood function = 0.37180788E+02

LR test of the one-sided error = 0.24354931E+02

with number of restrictions = 8

[note that this statistic has a mixed chi-square distribution]

technical efficiency estimates :

firm	year	eff.-est.
1	1	0.69090210E+00
2	1	0.70153216E+00
3	1	0.60756170E+00
4	1	0.53111677E+00
5	1	0.67885612E+00
6	1	0.63054722E+00
7	1	0.57687959E+00
8	1	0.76019216E+00
9	1	0.65200560E+00
1	2	0.93479710E+00
2	2	0.92797127E+00
3	2	0.95241233E+00
4	2	0.92842925E+00
5	2	0.76009083E+00
6	2	0.87950052E+00
7	2	0.82744800E+00
8	2	0.78089060E+00
9	2	0.87510189E+00
1	3	0.97253462E+00
2	3	0.94845149E+00
3	3	0.90556325E+00
4	3	0.94034314E+00
5	3	0.91764502E+00
6	3	0.96166502E+00
7	3	0.94012038E+00
8	3	0.94971906E+00
9	3	0.95897140E+00
1	4	0.96727528E+00
2	4	0.97530173E+00
3	4	0.97192416E+00
4	4	0.96863032E+00
5	4	0.97950197E+00
6	4	0.95927800E+00
7	4	0.87496785E+00
8	4	0.93389460E+00
9	4	0.97861304E+00
1	5	0.96102489E+00
2	5	0.96551704E+00

3	5	0.98146531E+00
4	5	0.96577590E+00
5	5	0.98594842E+00
6	5	0.96532271E+00
7	5	0.98352091E+00
8	5	0.99015388E+00
9	5	0.95022403E+00

mean efficiency = 0.87887975E+00

A4- Output from the program FRONTIER (Version 4.1c) para a fronteira de produção da região Sudeste

Tech. Eff. Effects Frontier (see B&C 1993)

The model is a production function

The dependent variable is logged

the ols estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0.18706105E+02	0.10145246E+02	0.18438296E+01
beta 1	0.11847326E+01	0.94328960E+00	0.12559585E+01
beta 2	0.34273523E+01	0.18194278E+01	0.18837528E+01
beta 3	0.31688458E+01	0.16421066E+01	0.19297443E+01
beta 4	0.26925322E+01	0.24390109E+01	0.11039443E+01
beta 5	0.99002344E+01	0.53794146E+01	0.18403925E+01
beta 6	-0.19120865E+01	0.13382119E+01	-0.14288369E+01
beta 7	0.34032446E-01	0.36437266E+00	0.93400110E-01
beta 8	0.11687560E+01	0.55459695E+00	0.21073971E+01
beta 9	-0.31056159E+00	0.25368510E+00	-0.12242011E+01
beta10	-0.15996576E+00	0.20465707E+00	-0.78162831E+00
beta11	0.76646112E-01	0.18139330E+00	0.42254102E+00
beta12	0.10636940E+00	0.14987496E+00	0.70972098E+00
beta13	-0.43700796E+00	0.33083129E+00	-0.13209390E+01
beta14	0.65571539E-01	0.22554001E+00	0.29073130E+00
beta15	0.38369397E+00	0.26115431E+00	0.14692232E+01
beta16	0.10367165E+01	0.60776524E+00	0.17057845E+01
beta17	-0.11319164E+00	0.51752852E-01	-0.21871575E+01
sigma-squared	0.16766176E-01		

log likelihood function = 0.35530999E+02

the estimates after the grid search were :

beta 0	0.18713529E+02
beta 1	0.11847326E+01
beta 2	0.34273523E+01
beta 3	0.31688458E+01
beta 4	0.26925322E+01
beta 5	0.99002344E+01
beta 6	-0.19120865E+01
beta 7	0.34032446E-01
beta 8	0.11687560E+01
beta 9	-0.31056159E+00
beta10	-0.15996576E+00
beta11	0.76646112E-01

beta12 0.10636940E+00
 beta13 -0.43700796E+00
 beta14 0.65571539E-01
 beta15 0.38369397E+00
 beta16 0.10367165E+01
 beta17 -0.11319164E+00
 delta 0 0.00000000E+00
 delta 1 0.00000000E+00
 delta 2 0.00000000E+00
 delta 3 0.00000000E+00
 delta 4 0.00000000E+00
 delta 5 0.00000000E+00
 delta 6 0.00000000E+00
 sigma-squared 0.17317406E-02
 gamma 0.50000000E-01

the final mle estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0.18300842E+02	0.95586035E+00	0.19145937E+02
beta 1	0.14041443E+01	0.17796023E+00	0.78902140E+01*
beta 2	0.35748510E+01	0.22440819E+00	0.15930127E+02*
beta 3	0.32119840E+01	0.18490031E+00	0.17371437E+02*
beta 4	0.17191440E+01	0.55279056E+00	0.31099374E+01*
beta 5	0.10081498E+02	0.45927615E+00	0.21950842E+02*
beta 6	-0.21616599E+01	0.24497169E+00	-0.88241213E+01*
beta 7	0.96943415E-02	0.10792251E+00	0.89826869E-01
beta 8	0.10143985E+01	0.66232315E-01	0.15315764E+02*
beta 9	-0.19912965E+00	0.72871933E-01	-0.27325974E+01*
beta10	-0.79545110E-02	0.40639971E-01	-0.19573122E+00
beta11	-0.28281000E-01	0.56034005E-01	-0.50471139E+00
beta12	0.17557157E+00	0.39170267E-01	0.44822663E+01*
beta13	-0.39845492E+00	0.51295241E-01	-0.77678729E+01*
beta14	-0.64988888E-02	0.47901040E-01	-0.13567323E+00
beta15	0.42040862E+00	0.38445972E-01	0.10935050E+02*
beta16	0.94077863E+00	0.13898074E+00	0.67691297E+01*
beta17	-0.12405693E+00	0.76682008E-02	-0.16178102E+02*
delta 0	-0.28872703E+00	0.20102020E+00	-0.14363086E+01
delta 1	0.17277714E+00	0.44224901E+00	0.39067840E+00
delta 2	-0.15967408E+00	0.39837686E-01	-0.40081162E+01*
delta 3	-0.76588351E-02	0.58381145E-01	-0.13118679E+00
delta 4	0.13268764E-01	0.16804334E-01	0.78960370E+00
delta 5	0.59903084E-01	0.47128646E-01	0.12710546E+01
delta 6	-0.29947355E-01	0.14799233E-01	-0.20235748E+01*
sigma-squared	0.17409881E-02	0.43795780E-03	0.39752417E+01
gamma	0.90696924E+00	0.73956549E-01	0.12263542E+02

log likelihood function = 0.44811016E+02

LR test of the one-sided error = 0.18560036E+02

with number of restrictions = 8

[note that this statistic has a mixed chi-square distribution]

technical efficiency estimates :

firm	year	eff.-est.
1	1	0.75981340E+00
2	1	0.77365781E+00
3	1	0.91573420E+00
4	1	0.75498730E+00
1	2	0.98954313E+00
2	2	0.90234534E+00
3	2	0.98509055E+00
4	2	0.95516129E+00
1	3	0.83380053E+00
2	3	0.84073291E+00
3	3	0.97572377E+00
4	3	0.87558818E+00
1	4	0.96090351E+00
2	4	0.98063638E+00
3	4	0.98604298E+00
4	4	0.98106451E+00
1	5	0.99533372E+00
2	5	0.99358542E+00
3	5	0.99011291E+00
4	5	0.99472529E+00

mean efficiency = 0.92222916E+00

A5- Output from the program FRONTIER (Version 4.1c) para a fronteira de produção da região Sul

Tech. Eff. Effects Frontier (see B&C 1993)

The model is a production function

The dependent variable is logged

the ols estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0.10623044E+01	0.43123359E+01	0.24634084E+00
beta 1	-0.52630105E-01	0.19521932E+00	-0.26959475E+00
beta 2	-0.73423306E+00	0.74579076E+00	-0.98450277E+00
beta 3	0.17030248E+01	0.44346147E+01	0.38402995E+00
beta 4	-0.99567459E+00	0.43691788E+00	-0.22788598E+01
beta 5	-0.33011749E+00	0.34404898E+01	-0.95950725E-01
beta 6	0.29104362E+00	0.15167742E+01	0.19188328E+00
beta 7	-0.55368125E+00	0.33827169E+00	-0.16367945E+01
beta 8	0.85396476E-01	0.13409870E+01	0.63681808E-01
beta 9	0.14897060E+00	0.48730412E+00	0.30570356E+00
beta10	-0.26597535E+00	0.72692585E+00	-0.36589062E+00
beta11	0.48571229E+00	0.17843700E+00	0.27220379E+01
beta12	0.21419446E+00	0.27006167E+00	0.79313169E+00
beta13	-0.83438758E-02	0.33696681E-01	-0.24761714E+00
sigma-squared	0.91841243E-02		

log likelihood function = 0.34203391E+02

the estimates after the grid search were :

beta 0	0.10807221E+01
beta 1	-0.52630105E-01
beta 2	-0.73423306E+00
beta 3	0.17030248E+01
beta 4	-0.99567459E+00
beta 5	-0.33011749E+00
beta 6	0.29104362E+00
beta 7	-0.55368125E+00
beta 8	0.85396476E-01
beta 9	0.14897060E+00
beta10	-0.26597535E+00
beta11	0.48571229E+00
beta12	0.21419446E+00
beta13	-0.83438758E-02
delta 0	0.00000000E+00
delta 1	0.00000000E+00

delta 2 0.00000000E+00
 delta 3 0.00000000E+00
 delta 4 0.00000000E+00
 delta 5 0.00000000E+00
 delta 6 0.00000000E+00
 sigma-squared 0.95148671E-03
 gamma 0.56000000E+00

the final mle estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	0.25282827E+01	0.75828622E+00	0.33342063E+01
beta 1	-0.56351764E-01	0.67696546E-01	-0.83241712E+00
beta 2	-0.11044373E+01	0.28661939E+00	-0.38533238E+01
beta 3	0.37278303E+01	0.98997728E+00	0.37655715E+01
beta 4	-0.98091355E+00	0.16372895E+00	-0.59910818E+01
beta 5	0.11041609E+00	0.46974481E+00	0.23505547E+00
beta 6	0.74055400E+00	0.20704083E+00	0.35768500E+01
beta 7	-0.42202581E+00	0.10644944E+00	-0.39645657E+01
beta 8	0.34943376E+00	0.16430692E+00	0.21267135E+01
beta 9	-0.15514720E+00	0.16525774E+00	-0.93881958E+00
beta10	-0.44077341E+00	0.90244707E-01	-0.48842023E+01
beta11	0.51246849E+00	0.69661228E-01	0.73565814E+01
beta12	0.32923231E+00	0.61659365E-01	0.53395345E+01
beta13	-0.16298155E-01	0.60362276E-02	-0.27000564E+01
delta 0	0.17055927E+00	0.14416033E+00	0.11831221E+01
delta 1	0.97725165E+00	0.33771411E+00	0.28937246E+01
delta 2	-0.32375126E-01	0.19674182E-01	-0.16455641E+01
delta 3	-0.69931831E-01	0.69364576E-01	-0.10081779E+01
delta 4	0.67708619E-01	0.30973658E-01	0.21860066E+01
delta 5	-0.53964741E-01	0.16120573E-01	-0.33475697E+01
delta 6	0.69656210E-02	0.14554938E-01	0.47857442E+00
sigma-squared	0.71819147E-03	0.37628670E-03	0.19086284E+01
gamma	0.98505312E+00	0.70226016E-02	0.14026897E+03

log likelihood function = 0.45124904E+02

LR test of the one-sided error = 0.21843026E+02

with number of restrictions = 8

[note that this statistic has a mixed chi-square distribution]

technical efficiency estimates :

firm	year	eff.-est.
1	1	0.96468508E+00
2	1	0.99775984E+00
3	1	0.92550510E+00
1	2	0.99536081E+00
2	2	0.99869442E+00
3	2	0.99869682E+00
1	3	0.88904575E+00
2	3	0.99642940E+00
3	3	0.99101049E+00
1	4	0.84489549E+00
2	4	0.99722420E+00
3	4	0.97542089E+00
1	5	0.90692909E+00
2	5	0.99676387E+00
3	5	0.90789049E+00

mean efficiency = 0.95908745E+00

A6- Output from the program FRONTIER (Version 4.1c) para a fronteira de produção da região Cetro-Oeste

Tech. Eff. Effects Frontier (see B&C 1993)

The model is a production function

The dependent variable is logged

the ols estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	-0.71941621E+00	0.42135935E+00	-0.17073697E+01
beta 1	-0.11021129E+01	0.23448207E+00	-0.47002011E+01
beta 2	-0.93110682E+00	0.20847133E+00	-0.44663544E+01
beta 3	0.45420665E+00	0.20368507E+00	0.22299457E+01
beta 4	-0.61967039E+00	0.15249104E+00	-0.40636512E+01
beta 5	-0.15852815E+01	0.37863755E+00	-0.41868049E+01
beta 6	0.14389009E+00	0.55812208E-01	0.25781113E+01
beta 7	-0.20196920E+00	0.47984301E-01	-0.42090682E+01
beta 8	-0.38905982E+00	0.87687252E-01	-0.44369028E+01
beta 9	0.19635379E+00	0.44859813E-01	0.43770532E+01
beta10	-0.86401678E-01	0.58885331E-01	-0.14672870E+01
beta11	-0.63213123E-02	0.68866196E-01	-0.91791222E-01
beta12	0.31730115E-01	0.88383680E-02	0.35900423E+01
sigma-squared	0.47768062E-02		

log likelihood function = 0.33907568E+02

the estimates after the grid search were :

beta 0	-0.71484019E+00
beta 1	-0.11021129E+01
beta 2	-0.93110682E+00
beta 3	0.45420665E+00
beta 4	-0.61967039E+00
beta 5	-0.15852815E+01
beta 6	0.14389009E+00
beta 7	-0.20196920E+00
beta 8	-0.38905982E+00
beta 9	0.19635379E+00
beta10	-0.86401678E-01
beta11	-0.63213123E-02
beta12	0.31730115E-01
delta 0	0.00000000E+00
delta 1	0.00000000E+00
delta 2	0.00000000E+00
delta 3	0.00000000E+00

delta 4 0.00000000E+00
 delta 5 0.00000000E+00
 delta 6 0.00000000E+00
 sigma-squared 0.65784743E-03
 gamma 0.50000000E-01

the final mle estimates are :

	coefficient	standard-error	t-ratio
beta 0	-0.65618486E+00	0.10360651E+00	-0.63334326E+01
beta 1	-0.89284328E+00	0.95036357E-01	-0.93947549E+01*
beta 2	-0.71851281E+00	0.94979854E-01	-0.75648971E+01*
beta 3	0.27396153E+00	0.10938832E+00	0.25044860E+01*
beta 4	-0.54575839E+00	0.54818524E-01	-0.99557293E+01*
beta 5	-0.11071115E+01	0.18750981E+00	-0.59042860E+01*
beta 6	0.11080165E+00	0.20916455E-01	0.52973435E+01*
beta 7	-0.18063034E+00	0.13435451E-01	-0.13444308E+02*
beta 8	-0.26295537E+00	0.53486674E-01	-0.49162782E+01*
beta 9	0.18507137E+00	0.57941308E-02	0.31941180E+02*
beta10	-0.84381363E-01	0.21265208E-03	-0.39680478E+03*
beta11	0.10774676E-01	0.27894866E-01	0.38626018E+00
beta12	0.26838071E-01	0.27128660E-02	0.98928847E+01*
delta 0	-0.11623655E+00	0.10236784E+00	-0.11354793E+01
delta 1	-0.46189979E+00	0.17558969E+00	-0.26305632E+01
delta 2	-0.64452079E-01	0.10692319E-01	-0.60278858E+01
delta 3	0.10744113E+00	0.29913005E-01	0.35917867E+01
delta 4	-0.57874434E-02	0.19557383E-01	-0.29592116E+00
delta 5	-0.40816195E-01	0.13648922E-01	-0.29904337E+01
delta 6	0.58849308E-02	0.13767639E-01	0.42744662E+00
sigma-squared	0.63513792E-03	0.20107179E-03	0.31587620E+01
gamma	0.79646506E+00	0.22126064E+00	0.35996689E+01

log likelihood function = 0.39172456E+02

LR test of the one-sided error = 0.10529775E+02

with number of restrictions = 8

[note that this statistic has a mixed chi-square distribution]

technical efficiency estimates :

firm	year	eff.-est.
1	1	0.99771940E+00
2	1	0.76324881E+00
3	1	0.99749749E+00
1	2	0.98527771E+00

2	2	0.88642158E+00
3	2	0.99439772E+00
1	3	0.93371141E+00
2	3	0.91276431E+00
3	3	0.95330031E+00
1	4	0.97193950E+00
2	4	0.94691830E+00
3	4	0.91466559E+00
1	5	0.99018665E+00
2	5	0.99271082E+00
3	5	0.99307905E+00

mean efficiency = 0.94892258E+00

APÊNDICE B - Resultados do DEAP versão 2.1 usando o método DEA- Malmquist

**B1- Escores de eficiência técnica (Retornos Constantes de Escala) obtidos do DEAP
Versão 2.1 usando o método DEA- Malmquist**

Eficiência Técnica (CRS)	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Bolívia	Chile	Colômbia	Equador	Guiana	Peru	Suriname	Venezuela
1970	0.831	1.000	0.726	1.000	0.735	0.689	0.669	1.000	1.000	0.991	0.698	0.808
1971	0.721	1.000	0.804	1.000	0.724	0.637	0.752	1.000	1.000	0.936	0.619	0.818
1972	0.774	1.000	0.891	1.000	0.842	0.639	0.795	1.000	1.000	0.962	0.643	0.868
1973	0.806	1.000	0.898	1.000	0.881	0.585	0.809	0.970	1.000	0.963	0.724	0.822
1974	0.681	0.903	0.809	1.000	0.702	0.567	0.743	0.785	1.000	0.826	0.985	0.811
1975	0.744	0.815	0.781	1.000	1.000	0.996	0.851	0.957	1.000	0.811	1.000	0.726
1976	0.927	0.849	0.916	1.000	0.785	0.642	0.794	0.860	1.000	0.859	0.670	0.707
1977	0.859	0.763	0.913	1.000	0.662	0.607	0.807	0.759	1.000	0.762	0.629	0.678
1978	0.967	0.675	0.828	0.894	0.643	0.564	0.774	0.701	1.000	0.723	0.667	0.651
1979	1.000	0.777	0.867	0.903	0.731	0.709	0.887	0.777	1.000	0.830	0.876	0.768
1980	1.000	0.817	0.839	0.908	0.806	0.694	0.847	0.780	1.000	0.777	0.871	0.797
1981	0.869	0.769	0.876	0.955	0.762	0.693	0.805	0.724	1.000	0.798	0.885	0.750
1982	0.934	0.742	0.760	0.950	0.732	0.689	0.780	0.714	1.000	0.816	0.926	0.754
1983	0.934	0.742	0.760	0.950	0.732	0.689	0.780	0.714	1.000	0.816	0.926	0.754
1984	1.000	0.795	0.800	0.855	0.720	0.715	0.839	0.709	1.000	0.841	0.994	0.805
1985	1.000	0.877	0.873	0.886	0.756	0.714	0.848	0.756	1.000	0.820	1.000	0.833
1986	0.980	0.759	0.717	0.846	0.733	0.710	0.838	0.746	1.000	0.834	0.927	0.852
1987	0.910	0.903	0.765	0.886	0.814	0.792	0.907	0.817	1.000	0.955	0.972	0.898
1988	0.917	0.947	0.905	1.000	0.846	0.862	0.936	0.894	1.000	1.000	0.988	0.935
1989	0.878	0.973	0.987	1.000	0.908	0.918	0.898	0.903	1.000	1.000	1.000	0.959
1990	1.000	0.948	0.986	0.954	0.988	0.985	0.983	0.969	0.835	0.930	0.908	0.969
1991	0.989	0.937	0.941	0.916	0.963	0.965	1.000	0.973	1.000	0.929	0.934	0.931
1992	0.835	0.832	0.785	0.885	0.774	0.858	1.000	0.862	1.000	0.748	0.838	0.822
1993	0.772	0.782	0.757	0.818	0.762	0.822	0.984	0.817	1.000	0.740	0.715	0.778
1994	0.722	0.742	0.619	0.845	0.711	0.766	0.959	0.797	1.000	0.745	0.582	0.684
1995	0.741	0.769	0.671	0.720	0.756	0.740	0.976	0.782	1.000	0.784	0.604	0.600
1996	0.695	0.700	0.588	0.664	0.711	0.686	0.659	0.770	1.000	1.000	0.475	0.571
1997	0.679	0.672	0.583	0.823	0.713	0.678	0.954	0.770	1.000	0.773	0.461	0.588
1998	0.822	0.745	0.687	0.902	0.819	0.781	1.000	0.742	1.000	0.888	0.441	0.654
1999	0.776	0.723	0.642	0.843	0.731	0.690	0.980	0.773	1.000	0.905	0.398	0.620
2000	0.776	0.752	0.656	0.801	0.794	0.722	1.000	0.821	1.000	0.969	0.392	0.659

**B2- Escores de eficiência técnica (Retornos Variáveis de Escala) obtidos do DEAP
Versão 2.1 usando o método DEA- Malmquist**

Eficiência Técnica (CRS)	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Bolívia	Chile	Colômbia	Equador	Guiana	Peru	Suriname	Venezuela
1970	0.952	1.000	1.000	1.000	0.982	0.876	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.908
1971	0.909	1.000	1.000	1.000	1.000	0.879	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.913
1972	0.928	1.000	1.000	1.000	1.000	0.867	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.948
1973	0.928	1.000	1.000	1.000	1.000	0.870	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.914
1974	0.937	1.000	1.000	1.000	0.988	0.914	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1975	0.972	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1976	1.000	1.000	1.000	1.000	0.996	0.921	0.993	1.000	1.000	1.000	1.000	0.964
1977	1.000	1.000	1.000	1.000	0.955	0.933	0.981	1.000	1.000	1.000	1.000	0.988
1978	1.000	1.000	1.000	1.000	0.946	0.946	0.988	1.000	1.000	0.978	1.000	0.992
1979	1.000	1.000	1.000	1.000	0.943	0.959	1.000	1.000	1.000	0.975	1.000	1.000
1980	1.000	1.000	1.000	1.000	0.967	0.972	0.998	1.000	1.000	0.988	1.000	1.000
1981	1.000	1.000	1.000	1.000	0.957	0.990	1.000	1.000	1.000	0.990	1.000	0.993
1982	1.000	1.000	1.000	1.000	0.963	1.000	1.000	1.000	1.000	0.996	1.000	0.990
1983	1.000	1.000	1.000	1.000	0.963	1.000	1.000	1.000	1.000	0.996	1.000	0.990
1984	1.000	1.000	1.000	1.000	0.953	1.000	1.000	1.000	1.000	0.986	1.000	0.984
1985	1.000	1.000	1.000	1.000	0.967	1.000	1.000	1.000	1.000	0.983	1.000	0.985
1986	1.000	1.000	1.000	1.000	0.993	1.000	1.000	1.000	1.000	0.996	1.000	0.998
1987	1.000	1.000	1.000	1.000	0.998	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.996
1988	0.989	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	0.998	1.000	1.000	1.000	0.991
1989	0.988	1.000	1.000	1.000	1.000	0.995	0.997	1.000	1.000	1.000	1.000	0.990
1990	1.000	1.000	1.000	0.999	1.000	1.000	1.000	0.997	0.998	0.998	1.000	1.000
1991	1.000	1.000	1.000	0.995	0.995	1.000	1.000	0.996	1.000	1.000	0.996	0.999
1992	1.000	1.000	1.000	0.993	0.994	1.000	1.000	0.990	1.000	1.000	0.992	1.000
1993	1.000	1.000	1.000	0.990	0.995	1.000	1.000	0.993	1.000	1.000	0.992	1.000
1994	1.000	1.000	0.971	0.990	0.989	1.000	1.000	0.991	1.000	1.000	0.986	1.000
1995	1.000	1.000	0.971	0.988	0.988	1.000	1.000	0.993	1.000	1.000	0.990	1.000
1996	1.000	1.000	0.971	0.986	0.985	1.000	1.000	0.972	1.000	1.000	0.985	1.000
1997	1.000	1.000	0.971	0.994	0.983	1.000	1.000	0.974	1.000	1.000	0.997	1.000
1998	1.000	1.000	0.971	0.997	0.979	1.000	1.000	0.985	1.000	1.000	0.998	1.000
1999	1.000	1.000	0.971	1.000	0.978	1.000	1.000	0.964	1.000	1.000	0.998	1.000
2000	1.000	1.000	0.971	0.994	0.978	1.000	1.000	0.989	1.000	1.000	0.998	1.000

B3- Escores de eficiência de Escala obtidos do DEAP Versão 2.1 usando o método DEA-Malmquist

Eficiência de Escala	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Bolívia	Chile	Colômbia	Equador	Guiana	Peru	Suriname	Venezuela
1970	0.873	1.000	0.726	1.000	0.748	0.787	0.669	1.000	1.000	0.991	0.698	0.890
1971	0.793	1.000	0.804	1.000	0.724	0.725	0.752	1.000	1.000	0.936	0.619	0.896
1972	0.834	1.000	0.891	1.000	0.842	0.737	0.795	1.000	1.000	0.962	0.643	0.916
1973	0.869	1.000	0.898	1.000	0.881	0.672	0.809	0.970	1.000	0.963	0.724	0.899
1974	0.727	0.903	0.809	1.000	0.711	0.620	0.743	0.785	1.000	0.826	0.985	0.811
1975	0.765	0.815	0.781	1.000	1.000	0.996	0.851	0.957	1.000	0.811	1.000	0.726
1976	0.927	0.849	0.916	1.000	0.788	0.697	0.800	0.860	1.000	0.859	0.670	0.733
1977	0.859	0.763	0.913	1.000	0.693	0.651	0.823	0.759	1.000	0.762	0.629	0.686
1978	0.967	0.675	0.828	0.894	0.680	0.596	0.783	0.701	1.000	0.739	0.667	0.656
1979	1.000	0.777	0.867	0.903	0.775	0.739	0.887	0.777	1.000	0.851	0.876	0.768
1980	1.000	0.817	0.839	0.908	0.834	0.714	0.849	0.780	1.000	0.786	0.871	0.797
1981	0.869	0.769	0.876	0.955	0.796	0.700	0.805	0.724	1.000	0.806	0.885	0.755
1982	0.934	0.742	0.760	0.950	0.760	0.689	0.780	0.714	1.000	0.819	0.926	0.762
1983	0.934	0.742	0.760	0.950	0.760	0.689	0.780	0.714	1.000	0.819	0.926	0.762
1984	1.000	0.795	0.800	0.855	0.756	0.715	0.839	0.709	1.000	0.853	0.994	0.818
1985	1.000	0.877	0.873	0.886	0.782	0.714	0.848	0.756	1.000	0.834	1.000	0.846
1986	0.980	0.759	0.717	0.846	0.738	0.710	0.838	0.746	1.000	0.837	0.927	0.854
1987	0.910	0.903	0.765	0.886	0.816	0.792	0.907	0.817	1.000	0.955	0.972	0.902
1988	0.927	0.947	0.905	1.000	0.847	0.862	0.936	0.896	1.000	1.000	0.988	0.943
1989	0.889	0.973	0.987	1.000	0.908	0.923	0.901	0.903	1.000	1.000	1.000	0.969
1990	1.000	0.948	0.986	0.955	0.988	0.985	0.983	0.972	0.837	0.932	0.908	0.969
1991	0.989	0.937	0.941	0.921	0.968	0.965	1.000	0.977	1.000	0.929	0.938	0.932
1992	0.835	0.832	0.785	0.891	0.779	0.858	1.000	0.871	1.000	0.748	0.845	0.822
1993	0.772	0.782	0.757	0.826	0.766	0.822	0.984	0.823	1.000	0.740	0.721	0.778
1994	0.722	0.742	0.637	0.854	0.719	0.766	0.959	0.804	1.000	0.745	0.590	0.684
1995	0.741	0.769	0.691	0.729	0.765	0.740	0.976	0.788	1.000	0.784	0.610	0.600
1996	0.695	0.700	0.606	0.673	0.722	0.686	0.659	0.792	1.000	1.000	0.482	0.571
1997	0.679	0.672	0.600	0.828	0.725	0.678	0.954	0.791	1.000	0.773	0.462	0.588
1998	0.822	0.745	0.708	0.905	0.837	0.781	1.000	0.753	1.000	0.888	0.442	0.654
1999	0.776	0.723	0.661	0.843	0.747	0.690	0.980	0.802	1.000	0.905	0.399	0.620
2000	0.776	0.752	0.676	0.806	0.812	0.722	1.000	0.830	1.000	0.969	0.393	0.659

B4- Variação na Eficiência Técnica obtidos do DEAP Versão 2.1 usando o método DEA-Malmquist

Variação da Eficiência Técnica	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Bolívia	Chile	Colômbia	Equador	Guiana	Peru	Suriname	Venezuela
1971	0.867	1.000	1.107	1.000	0.985	0.925	1.124	1.000	1.000	0.945	0.887	1.013
1972	1.075	1.000	1.108	1.000	1.162	1.003	1.057	1.000	1.000	1.027	1.039	1.061
1973	1.042	1.000	1.009	1.000	1.047	0.915	1.018	0.970	1.000	1.001	1.126	0.946
1974	0.845	0.903	0.901	1.000	0.797	0.969	0.918	0.808	1.000	0.858	1.359	0.987
1975	1.093	0.903	0.965	1.000	1.425	1.756	1.146	1.220	1.000	0.982	1.016	0.896
1976	1.245	1.042	1.173	1.000	0.785	0.645	0.933	0.898	1.000	1.060	0.670	0.973
1977	0.926	0.898	0.997	1.000	0.843	0.945	1.016	0.883	1.000	0.886	0.939	0.959
1978	1.126	0.885	0.907	0.894	0.971	0.930	0.959	0.923	1.000	0.949	1.061	0.961
1979	1.034	1.151	1.047	1.011	1.137	1.257	1.147	1.109	1.000	1.148	1.313	1.179
1980	1.000	1.052	0.968	1.005	1.103	0.979	0.955	1.004	1.000	0.937	0.995	1.038
1981	0.869	0.940	1.044	1.052	0.945	0.998	0.950	0.928	1.000	1.026	1.016	0.941
1982	1.075	0.966	0.867	0.995	0.961	0.993	0.969	0.986	1.000	1.023	1.046	1.005
1983	1.071	1.081	1.105	1.053	0.964	1.081	0.980	0.996	1.000	1.048	1.072	1.220
1984	1.000	0.991	0.953	0.855	1.021	0.961	1.098	0.997	1.000	0.983	1.002	0.875
1985	1.000	1.103	1.091	1.037	1.049	0.999	1.010	1.065	1.000	0.974	1.006	1.035
1986	0.980	0.866	0.821	0.955	0.971	0.994	0.989	0.988	1.000	1.017	0.927	1.023
1987	0.929	1.190	1.067	1.047	1.109	1.116	1.083	1.095	1.000	1.145	1.049	1.054
1988	1.008	1.048	1.183	1.128	1.039	1.088	1.032	1.094	1.000	1.047	1.016	1.041
1989	0.958	1.028	1.090	1.000	1.073	1.066	0.959	1.010	1.000	1.000	1.012	1.026
1990	1.139	0.974	0.999	0.954	1.089	1.073	1.096	1.073	0.835	0.930	0.908	1.010
1991	0.989	0.988	0.955	0.961	0.974	0.979	1.017	1.004	1.198	0.999	1.029	0.961
1992	0.845	0.887	0.834	0.966	0.803	0.889	1.000	0.886	1.000	0.806	0.897	0.882
1993	0.924	0.940	0.965	0.924	0.984	0.959	0.984	0.949	1.000	0.989	0.853	0.946
1994	0.935	0.949	0.817	1.033	0.934	0.932	0.975	0.975	1.000	1.006	0.814	0.880
1995	1.027	1.036	1.085	0.852	1.063	0.965	1.017	0.982	1.000	1.053	1.037	0.876
1996	0.938	0.910	0.875	0.922	0.941	0.927	0.676	0.984	1.000	1.275	0.786	0.953
1997	0.976	0.961	0.991	1.239	1.003	0.989	1.447	1.000	1.000	0.773	0.972	1.029
1998	1.212	1.109	1.179	1.095	1.148	1.152	1.048	0.964	1.000	1.148	0.955	1.112
1999	0.944	0.969	0.934	0.935	0.893	0.883	0.980	1.042	1.000	1.021	0.903	0.948
2000	1.000	1.040	1.022	0.950	1.085	1.047	1.021	1.061	1.000	1.070	0.985	1.063
Média Geométrica	0.998	0.990	0.997	0.993	1.003	1.002	1.014	0.993	1.000	0.999	0.981	0.993

B5- Variação Tecnológica obtidos do DEAP Versão 2.1 usando o método DEA- Malmquist

Variação Tecnológica	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Bolívia	Chile	Colômbia	Equador	Guiana	Peru	Suriname	Venezuela
1971	1.056	0.974	0.984	0.855	1.022	1.067	0.889	0.923	1.063	1.067	1.060	0.954
1972	0.917	0.972	0.917	0.927	0.913	0.922	0.921	0.906	0.915	0.922	0.882	0.922
1973	0.988	0.928	0.972	0.967	0.973	0.995	0.969	0.955	0.987	0.995	0.981	0.961
1974	1.253	1.130	4.520	4.596	4.652	5.985	4.161	5.095	6.144	8.428	0.725	5.999
1975	0.994	0.984	0.991	1.001	0.836	0.791	0.916	0.996	0.780	0.821	1.022	0.985
1976	0.202	0.235	0.315	1.095	0.162	0.162	0.350	1.116	0.224	0.210	1.437	0.224
1977	1.113	1.105	1.113	0.853	1.119	1.127	0.958	1.113	1.091	1.127	1.094	1.095
1978	1.022	1.027	1.022	1.008	1.022	1.043	1.017	1.022	1.008	1.043	0.988	1.026
1979	0.981	0.860	0.905	0.860	0.884	0.868	0.860	0.867	0.841	0.868	0.821	0.862
1980	0.948	0.995	0.960	0.995	1.003	1.034	0.995	1.023	1.015	1.034	1.027	1.014
1981	1.027	1.046	1.046	1.046	1.029	1.067	1.046	1.067	1.057	1.067	1.067	1.067
1982	0.981	0.981	0.969	0.981	0.977	1.001	0.981	1.001	0.985	1.001	1.001	1.001
1983	0.910	0.897	0.872	0.964	0.874	0.873	0.964	0.873	0.859	0.873	0.873	0.873
1984	1.036	1.007	1.055	0.949	1.078	1.090	0.932	1.090	1.076	1.090	1.090	1.090
1985	1.008	0.951	0.979	0.951	1.015	0.988	0.951	1.009	0.962	1.040	1.014	1.035
1986	0.967	1.046	0.991	1.046	1.013	1.049	1.046	1.032	1.053	1.010	1.012	1.010
1987	0.928	0.888	0.928	0.888	0.935	0.934	0.888	0.935	0.911	0.935	0.935	0.935
1988	0.974	0.929	0.947	0.930	1.008	0.963	0.930	0.977	0.942	1.013	0.974	0.996
1989	0.957	0.984	0.957	1.017	0.970	0.987	1.017	0.977	0.977	0.962	0.979	0.958
1990	1.005	0.979	1.000	0.956	0.990	0.988	0.951	0.987	0.981	0.991	0.979	0.993
1991	1.031	1.060	1.031	1.066	1.042	1.033	1.078	1.043	1.056	1.033	1.050	1.040
1992	1.184	1.197	1.184	1.115	1.184	1.184	1.114	1.178	1.194	1.184	1.183	1.184
1993	1.063	1.079	1.063	1.130	1.063	1.102	1.121	1.092	1.101	1.063	1.063	1.120
1994	1.144	1.144	1.144	1.144	1.144	1.144	1.144	1.144	1.155	1.144	1.144	1.144
1995	1.026	1.026	1.026	1.177	1.026	1.099	1.177	1.026	1.099	1.026	1.026	1.139
1996	1.103	1.103	1.103	1.231	1.103	1.103	1.551	1.103	1.110	2.761	1.103	1.103
1997	1.041	1.041	1.041	0.896	1.041	1.041	0.707	1.041	1.049	0.416	1.041	1.039
1998	0.881	0.882	0.881	0.911	0.881	0.881	0.961	0.881	0.887	0.881	0.881	0.883
1999	1.112	1.120	1.112	1.074	1.112	1.112	1.017	1.112	1.120	1.112	1.112	1.108
2000	0.983	0.995	0.983	0.995	0.983	0.983	1.016	0.983	0.994	0.983	0.983	0.984
Média geométrica	0.965	0.960	1.015	1.048	0.995	1.011	1.008	1.069	1.015	1.030	1.011	1.024

B6- Variação na Produtividade Total dos Fatores (PTF) obtidos do DEAP Versão 2.1 usando o método DEA- Malmquist

Variação da TFP	Argentina	Brasil	Paraguai	Uruguai	Bolívia	Chile	Colômbia	Equador	Guiana	Peru	Suriname	Venezuela
1971	0.916	0.974	1.089	0.855	1.007	0.987	0.999	0.923	1.063	1.008	0.940	0.966
1972	0.986	0.972	1.016	0.927	1.061	0.925	0.973	0.906	0.915	0.947	0.916	0.978
1973	1.029	0.928	0.981	0.967	1.019	0.910	0.986	0.926	0.987	0.996	1.105	0.909
1974	1.059	1.020	4.073	4.596	3.708	5.799	3.820	4.117	6.144	7.231	0.985	5.921
1975	1.086	0.889	0.956	1.001	1.191	1.389	1.050	1.215	0.780	0.806	1.038	0.883
1976	0.251	0.245	0.369	1.095	0.127	0.104	0.327	1.002	0.224	0.223	0.963	0.218
1977	1.031	0.992	1.110	0.853	0.943	1.065	0.973	0.983	1.091	0.999	1.027	1.050
1978	1.151	0.909	0.927	0.901	0.992	0.970	0.975	0.943	1.008	0.990	1.048	0.986
1979	1.014	0.990	0.948	0.869	1.005	1.091	0.986	0.962	0.841	0.996	1.078	1.016
1980	0.948	1.047	0.929	1.000	1.106	1.012	0.950	1.027	1.015	0.969	1.022	1.053
1981	0.892	0.983	1.092	1.100	0.972	1.065	0.994	0.990	1.057	1.095	1.084	1.004
1982	1.055	0.948	0.840	0.976	0.939	0.994	0.951	0.987	0.985	1.024	1.047	1.006
1983	0.975	0.970	0.964	1.015	0.843	0.944	0.945	0.870	0.859	0.915	0.936	1.065
1984	1.036	0.998	1.005	0.811	1.101	1.047	1.023	1.087	1.076	1.071	1.092	0.954
1985	1.008	1.049	1.068	0.986	1.065	0.987	0.961	1.075	0.962	1.013	1.020	1.071
1986	0.948	0.906	0.814	0.999	0.984	1.043	1.034	1.020	1.053	1.027	0.938	1.033
1987	0.862	1.057	0.990	0.930	1.037	1.042	0.962	1.024	0.911	1.071	0.981	0.985
1988	0.982	0.974	1.120	1.049	1.047	1.048	0.960	1.069	0.942	1.061	0.990	1.037
1989	0.917	1.012	1.043	1.017	1.041	1.052	0.975	0.987	0.977	0.962	0.991	0.983
1990	1.145	0.954	0.999	0.912	1.078	1.060	1.042	1.059	0.819	0.922	0.889	1.003
1991	1.020	1.047	0.985	1.024	1.015	1.011	1.096	1.047	1.265	1.032	1.080	0.999
1992	1.000	1.062	0.987	1.077	0.951	1.053	1.114	1.044	1.194	0.954	1.061	1.044
1993	0.982	1.014	1.026	1.044	1.046	1.057	1.103	1.036	1.101	1.051	0.907	1.060
1994	1.070	1.086	0.935	1.182	1.068	1.066	1.115	1.115	1.155	1.151	0.931	1.007
1995	1.054	1.063	1.113	1.003	1.091	1.061	1.197	1.008	1.099	1.080	1.064	0.998
1996	1.035	1.004	0.965	1.135	1.038	1.022	1.048	1.085	1.110	3.520	0.867	1.051
1997	1.016	1.000	1.032	1.110	1.044	1.030	1.023	1.041	1.049	0.322	1.012	1.069
1998	1.068	0.978	1.039	0.998	1.011	1.015	1.007	0.849	0.887	1.011	0.841	0.982
1999	1.050	1.085	1.039	1.004	0.993	0.982	0.997	1.159	1.120	1.135	1.004	1.050
2000	0.983	1.035	1.005	0.945	1.067	1.029	1.037	1.043	0.994	1.052	0.968	1.046
Média Geométrica	0.963	0.951	1.012	1.041	0.998	1.012	1.022	1.062	1.015	1.029	0.992	1.017

