

# COMPARAÇÕES INTER-REGIONAIS DA PRODUTIVIDADE DA AGRICULTURA BRASILEIRA — 1970-1995

Emerson Marinho

Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia da UFC

Rosemeiry Melo Carvalho

Professora do Departamento de Economia Agrícola (DEA) da UFC

Este artigo analisa a produtividade total, a eficiência técnica e a variação tecnológica do produto agrícola das regiões brasileiras no período 1970-1995, utilizando a teoria da fronteira de metaprodução estocástica e o índice de produtividade total de Malmquist. As fronteiras de produção estimadas foram utilizadas para calcular as elasticidades de produção, o potencial de crescimento da produtividade das regiões e as variações no índice de produtividade total de Malmquist, o qual é decomposto nos índices de variação da eficiência técnica e variação tecnológica. Da estimativa dos parâmetros dos modelos verifica-se que maiores níveis de investimento em capital, menores despesas bancárias (juros e taxas) e maior participação dos recursos do governo no financiamento da atividade podem contribuir para a redução das ineficiências técnicas na agricultura. As estimativas das razões de produtividade mostram que a região Sudeste é a mais produtiva. Finalmente, todas as regiões apresentaram ganhos médios de produtividade total, e esses ganhos foram bem mais explicados pelas variações tecnológicas do que pelas variações da eficiência.

## 1 INTRODUÇÃO

Durante os anos 1970 até meados da década de 1980, as transformações ocorridas na agricultura brasileira no que se refere à interiorização da ocupação, tecnificação e questão social no campo aconteceram, 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 1990, 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 às grandes diferenciações regionais no que diz respeito à velocidade de incorporação e expansão do uso da terra, à adoção de práticas modernas de produção e ao 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 agrícola<sup>1</sup> mostram que os resultados podem ser influenciados tanto pelo método de estimação

1. Hayami e Ruttan (1970 e 1971), Behrens e Haen (1980), Kawagoe e Hayami (1983 e 1985), Kawagoe, Hayami e Ruttan (1985), Lau e Yatopoulos (1989), Capalbo e Antle (1988), Boskin e Lau (1992), Jorgenson e Gollop (1992), Bureau, Färe e Grosskopf (1985), Kalirajan, Obwona e Zhao (1996), Mullen e Cox (1996), Fulginiti e Perrin (1993 e 1998), Rosegrant e Everson (1992), Rao (1993), Battesse e Rao (2001) e Battesse, Rao e Walujadi (2001).

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. De acordo com essa literatura, nos países desenvolvidos a produtividade total dos fatores (PTF) na agricultura cresce a uma taxa anual média de aproximadamente 2%, ao passo que em países subdesenvolvidos essa taxa é de apenas 1%, e, em alguns casos, decrescente.

No Brasil, o setor agrícola apresenta uma grande variação nas taxas de crescimento da produtividade. Dias e Bacha (1998), Arnade (1992) e Ávila e Everson (1995) calcularam as taxas anuais médias de crescimento da PTF no período 1970-1985. Os valores estimados foram, respectivamente, de 4,3%, 2,45% e 2,25%. Gasques e Conceição (1998) calcularam uma taxa de 3,88% para o período 1976-1994. Para Barros (1999), a taxa de crescimento entre 1975 e 1995 foi de 1,6% a.a. Bonelli e Fonseca (1998) chegaram a um valor de 0,87% a.a. 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% a.a. para o período 1961-1985. As principais causas apontadas para explicar essas diferenças foram o tratamento dado à série de capital, o uso do estoque de animais como insumo de produção e os métodos de estimação utilizados.

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, em que 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 e Yamaguchi (1988)].

De acordo com Kalirajan (1990), a análise da eficiência de uma unidade produtiva é de fundamental importância para fins estratégicos (comparações entre empresas) e 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 a 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, é considerado como medida de ineficiência técnica.

Em geral, os estudos sobre produtividade agrícola analisam apenas o crescimento desse índice sem considerar os fatores que provocaram as mudanças. Desse

modo, procura-se aqui analisar a evolução da PTF na agricultura no período 1970-1995, decompondo-a em variação da eficiência técnica (VET) e variação tecnológica (VT). Para isso, faz-se uso da estimação de funções de fronteira estocásticas e do índice de produtividade total de Malmquist.<sup>2</sup> Adicionalmente, procura-se fazer comparações regionais em relação à eficiência técnica e à produtividade potencial da agricultura nas cinco regiões brasileiras — Sul, Sudeste, Nordeste, Norte e Centro-Oeste.

O artigo, além desta introdução, apresenta mais quatro seções. A Seção 2, introduz o conceito de função distância para, em seguida, definir o índice de produtividade total de Malmquist. Apresenta também uma discussão sobre a teoria da fronteira de metaprodução estocástica. Na Seção 3, são feitas a apresentação do modelo teórico utilizado e a descrição dos dados amostrais. A Seção 4 apresenta os resultados empíricos obtidos da estimação do modelo da seção anterior. A Seção 5 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 parcial dos fatores (PPF), que consideram apenas um fator de produção; e os indicadores de 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 muito 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 vistos 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.

Os indicadores de PTF mais utilizados atualmente se fundamentam em índices, como o de Tornqvist e Malmquist. O principal problema associado ao uso do índice de Tornqvist é a necessidade de utilização de valores monetários

2. Devido a Malmquist (1953).

dos produtos e insumos. Tal 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 de Malmquist, por outro lado, supera todas as limitações apresentadas pelo índice de Tornqvist, ele mede a variação na PTF entre dois períodos de tempo. Esse índice é definido usando o conceito de funções distâncias, as quais nos permitem descrever uma tecnologia de produção sem especificarmos uma função objetivo comportamental. Uma função distância pode ser definida como orientada pelo insumo ou pelo produto. No entanto, neste artigo consideraremos apenas o conceito de função distância orientada pelo produto.

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

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

que satisfaz as propriedades microeconômicas usuais além de ser um conjunto fechado, limitado e convexo.<sup>3</sup>

De acordo com Shephard (1970), a função distância orientada pelo produto<sup>4</sup> no período  $t$ , aqui denominada  $d_0^t(x_t, y_t)$ , é definida no conjunto de produção,  $P(x_t)$ , como:

$$d_0^t(x_t, y_t) = \inf \{\delta : y_t / \delta \in P(x_t)\} \quad (2)$$

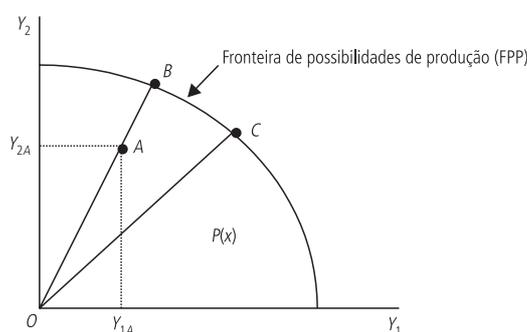
a qual possui as propriedades de ser não-decrescente em  $y_t$  e crescente em  $x_t$ , além de ser linearmente homogênea em  $y_t$ . A função distância orientada pelo produto mede a máxima expansão proporcional do vetor de produto  $y_t$ , dado o vetor de insumo  $x_t$ , de forma que  $(x_t, y_t)$  ainda pertença ao conjunto  $P(x_t)$ . Assim sendo, a função distância  $d_0^t(x_t, y_t)$  assumirá um valor menor ou igual a 1 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

3. Maiores detalhes sobre essas propriedades podem ser encontrados em Shephard (1970).

4. A função distância orientada pelo insumo no período  $t$ , denominada  $d_1^t(x_t, y_t)$ , é definida como  $d_1^t(x_t, y_t) = \max \{\rho : x_t / \rho \in L(y_t)\}$ , onde  $L(y_t)$  representa o conjunto de todos os vetores de insumos  $x_t$  que podem produzir o vetor de produtos  $y_t$ .

do conjunto de produção factível, e assumirá um valor maior que 1 se  $y_t$  estiver fora do conjunto de produção factível. O gráfico a seguir ilustra de forma mais intuitiva o conceito de função distância orientada pelo produto representando a produção de dois bens,  $Y_1$  e  $Y_2$ , em função de um vetor de insumos,  $x_t$ .

**FUNÇÃO DISTÂNCIA ORIENTADA PELO PRODUTO E CONJUNTO DE POSSIBILIDADES DE PRODUÇÃO**



Dado um vetor de insumos,  $x_t$ , o conjunto de possibilidades de produção,  $P(x)$ , corresponde à área limitada pela FPP e os eixos  $Y_1$  e  $Y_2$ . 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 à razão  $\delta = OA/OB$ . Essa medida de distância determina o inverso do fator pelo qual a quantidade produzida de todos os bens 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 bens dada pelo ponto  $B$ . Já o ponto de atividade  $C$ , que está sobre a FPP, é um ponto eficiente e, portanto, o valor da função distância é igual a 1.

Nesses termos, seguindo Färe *et alii* (1994), o índice de variação da produtividade total de Malmquist,<sup>5</sup> entre os períodos  $s$  e  $t$ , é definido como:

$$m_0(y_s, x_s, y_t, x_t) = \left[ \frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \times \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^t(y_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (3)$$

5. De acordo com Caves, Christensen e Diewert (1982), o índice de Malmquist para a tecnologia de referência em  $s$  é definido como  $d_0^s(x_t, y_t) / d_0^s(x_s, y_s)$ . Em referência à tecnologia em  $t$ , o índice seria igual a  $d_0^t(x_t, y_t) / d_0^t(x_s, y_s)$ . No sentido de se evitar uma escolha arbitrária da tecnologia de referência, toma-se a média geométrica desses dois índices.

Visto que (3) é um índice de variação, um valor de  $m_0(y_s, x_s, y_t, x_t)$  maior do que 1 mostra 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 equação (3), esse índice pode ser definido, de forma equivalente, como:

$$m_0(y_s, x_s, y_t, x_t) = \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \left[ \frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^t(y_t, x_t)} \times \frac{d_0^s(y_s, x_s)}{d_0^t(y_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (4)$$

A razão fora dos colchetes mede a VET entre os períodos  $s$  e  $t$ , isto é, quanto o produto observado está distante do máximo produto potencial. Esse fato é conhecido na literatura como efeito *catching-up*, a aproximação de um ponto na direção da fronteira de produção. 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 VT entre esses dois períodos de tempo. Nesses termos, a VET e a VT são definidas, respectivamente, por:

$$VET = \frac{d_0^t(y_t, x_t)}{d_0^s(y_s, x_s)} \quad (5)$$

$$VT = \left[ \frac{d_0^s(y_t, x_t)}{d_0^t(y_t, x_t)} \times \frac{d_0^s(y_s, x_s)}{d_0^t(y_s, x_s)} \right]^{1/2} \quad (6)$$

Isso mostra que o índice de produtividade total de Malmquist pode ser decomposto nos índices de VET e VT, podendo-se identificar qual dentre os dois tem maior influência sobre os ganhos de produtividade total. A próxima subseção apresenta em detalhes como se calculam as funções distâncias que compõem os índices (5) e (6).

## 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 Schimdt (1988) consideraram quatro abordagens metodológicas: *a*) a programação pura; *b*) a programação modificada; *c*) a fronteira determinística; e *d*) a fronteira estocástica. O método de programação pura utiliza uma seqüência de programas lineares (*piecewise linear fit*) para construir uma fronteira de transfor-

mação e para medir sua eficiência relativa. A técnica foi proposta por Farrel (1957) e desenvolvida por Charnes, Cooper e Rhodes (1978) e por Färe e Lovell (1978). Esse método é conhecido como *Data Envelopment Analysis* (DEA).

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

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

A quarta e última abordagem metodológica considera uma fronteira estocástica, que utiliza técnicas estatísticas para estimar a fronteira e computar a sua eficiência relativa. Esse método foi proposto simultaneamente por Aigner, Lovell e Schimidt (1977) e Meeusen e 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 Schimidt (1988), esses métodos 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).

Neste artigo, além de calcular o índice de Malmquist procura-se analisar os fatores que influenciam a ineficiência técnica de produção; portanto, dentre as metodologias anteriormente citadas considera-se que a utilização do método estatístico (paramétrico) com o uso da fronteira de metaprodução estocástica proposto, originalmente, por Hayami e Ruttan (1970 e 1971), seja o mais adequado.

A fronteira de metaprodução é definida como o envelope das funções de produção neoclássicas das firmas mais produtivas. Esse conceito é teoricamente atrativo porque tem como base a 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

A função de produção de fronteira estocástica da agricultura da  $j$ -ésima região, supondo a existência de  $N_j$  estados nessa região, é definida como:

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

onde:

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

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

$\beta$  é um vetor ( $1 \times K$ ) de parâmetros a serem estimados;

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

$U_{ij}$  são variáveis aleatórias não-negativas associadas à ineficiência técnica de produção, as quais são independentemente distribuídas com distribuição  $N(\mu_{ij}, \sigma_u^2)$ , truncadas em zero<sup>6</sup> e independentes dos  $V_{ij}$ .

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

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

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

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

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.

6. A 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 a ineficiência tenha distribuições, tais como *half*-Normal, Gama e exponencial. No entanto, existem também evidências de que a ordenação dos escores de eficiência e a composição dos decis inferiores e superiores não são, em geral, sensíveis quando se supõe uma dessas distribuições. Ver, por exemplo, Kumbhakar e Lovell (2000).

Assim, tem-se que os parâmetros da função de fronteira regional são estimados utilizando-se dados dos estados que pertencem a essa 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 equação (4), são calculadas com base na estimação das equações (8) e (9). Os índices de VET e VT, 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

O produto observado para o  $i$ -ésimo estado de uma região pode ser expresso por  $Y_{it} = f(x_{it}, \beta) e^{V_{it} - U_{it}}$  de acordo com o que foi especificado na equação (8). Considerando a equação de metaprodução (9), este nível de produto também pode ser escrito como  $Y_{it} = f(x_{it}, \beta^*) e^{V_{it}^* - U_{it}^*}$ . Definindo  $f(x_{it}, \beta) = x_i \beta$  e  $f(x_{it}, \beta^*) = x_i \beta^*$  tem-se, evidentemente, que  $x_{it} \beta + V_{it} - U_{it} = x_{it} \beta^* + V_{it}^* - U_{it}^*$ . Uma vez 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. Isso posto, a razão entre as funções de produção (8) e (9) determina a seguinte relação de identidade:

$$1 = \frac{e^{x_i \beta}}{e^{x_i \beta^*}} \cdot \frac{e^{V_{it}}}{e^{V_{it}^*}} \cdot \frac{e^{-U_{it}}}{e^{-U_{it}^*}} \quad (10)$$

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). Observe-se que da função de produção, definida em (8), pode-se escrever

$e^{-U_{it}} = \frac{Y_{it}}{f(x_{it}, \beta) e^{V_{it}}}$ . Essa última expressão mede, justamente, a eficiência técnica de produção, aqui denominada  $ET_{it}$ , pois determina de quanto o

produto observado  $Y_{it}$  está distante do produto potencial máximo  $f(x_{it}, \beta)e^{V_{it}}$ .<sup>7</sup> Assim, tem-se:

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

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

A RPP 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 RET indica a ordem do viés da eficiência técnica usando a fronteira regional em relação à tecnologia disponível no país, ou seja, dá uma idéia da diferença entre a eficiência técnica dos estados de uma região em relação aos demais estados.

### 3 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO ECONÔMETRICO

#### 3.1 Fonte dos dados e descrição das variáveis

A amostra de dados utilizada para a estimação do modelo econométrico foi obtida dos Censos Agropecuários do IBGE com dados quinquenais referentes aos 25 estados brasileiros no período 1970-1995,<sup>8</sup> formando um painel de dados com 125 observações.<sup>9</sup>

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 um fluxo de serviços por um período de tempo relativamente longo, há uma série de dificuldades de mensuração. Dentre elas 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

7. Dada a função de produção  $f(x_{it}, \beta)$ , desde que a tecnologia é definida como  $P(x) = \{(x, y) : x, \text{ possa produzir } y\}$ , esta pode ser escrita equivalentemente como  $P(x) = \{(x, y) : y, \leq f(x_{it}, \beta)\}$ . Em vista dessa expressão, a função distância (2) pode, analogamente, ser expressa como  $D'_0(x, y) = \text{Inf}\{\theta : y, / \theta \leq f(x_{it}, \beta)\}$ . Daí, tem-se que  $\theta \geq y, / f(x_{it}, \beta)$ . Como o ínfimo (*Inf*) de um conjunto é a maior das cotas inferiores, conclui-se que  $D'_0(x, y) = y, / f(x_{it}, \beta)$ .

8. No ano de 1995 o IBGE adotou como período de referência o ano agrícola (1995-1996) ao contrário dos anos anteriores, que foi o ano civil.

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

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, Anefalos e Caser (2001) trabalham com o número de tratores e colheitadeiras. Nesse estudo, o capital é representado pelo número de máquinas e instrumentos agrícolas, incluindo tratores, arados (tração animal e mecânica) e máquinas para plantio e colheita.

Na construção das variáveis utilizadas para se estimar a função de produção usam-se os seguintes dados:

*a)* valor da produção: considera-se o setor de lavouras (permanentes e temporárias), que representa aproximadamente 85% do valor total da produção do setor agrícola;

*b)* terra: obtido a partir das áreas destinadas às 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 (tração animal e mecânica) e máquinas para plantio e colheita;

*e)* insumos modernos: calculados com base nas despesas declaradas com fertilizantes, defensivos, sementes e mudas.<sup>10</sup>

Para modelar a ineficiência, foram utilizadas as seguintes informações:

*a)* índice de Gini de concentração de terra;

*b)* índice de utilização de irrigação: construído a partir da relação entre a área destinada ao cultivo de lavouras permanentes e temporárias, nas quais se utiliza qualquer sistema de irrigação (inundação, infiltração, aspersão, outros), e a área total utilizada;

*c)* índice de 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;

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

d) índice de 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

e) índice de financiamentos do Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR): representa a participação do suprimento de recursos financeiros obtidos de instituições integrantes do SNCR no total de financiamentos (financiamento de particulares, entidades privadas e do governo).

A forma funcional especificada para representar a tecnologia de produção agrícola brasileira (função de metaprodução) para dados em painel é uma função translog<sup>11</sup> descrita por:

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

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

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

onde os subscritos  $i$  e  $t$  representam, respectivamente, a  $i$ -ésima unidade da federação (UF) e o  $t$ -ésimo período de tempo;  $Y$  denota o valor da produção agrícola, em R\$ 1 mil;  $D$  é uma variável *dummy* que capta as diferenças específicas entre os estados através dos interceptos;  $X_1$  representa a 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 mil; e  $t$  é o ano da observação, onde  $t = 1, 2, \dots, 5$  representa os anos entre 1970 e 1995-1996;  $V_{it}$  e  $U_{it}$  são variáveis aleatórias definidas anteriormente;  $Z_1$  denota o índice de concentração de terra;  $Z_2$  é o índice de utilização de irrigação;  $Z_3$  representa o índice de investimento em capital;  $Z_4$  é o índice de despesas bancárias;  $Z_5$  é o índice de financiamentos do SNCR;  $Z_6$  refere-se ao

11. 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 mostrou que a forma funcional translog é mais adequada 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.

tempo; e  $W_{it}$  são variáveis aleatórias não-observáveis, independentes e normalmente distribuídas com média 0 e variância constante  $\sigma_w^2$ .

Assim, dadas as especificações do modelo através das equações (13) e (14), o objetivo é estimar simultânea e eficientemente os parâmetros de ambas as equações. A equação (13) é estimada admitindo-se efeitos fixos. Isso é feito para que se diferenciem os efeitos específicos de cada um dos estados. Além do mais, como se está usando todos os estados brasileiros na estimação e não uma amostra, a estimação com efeitos fixos nesse caso é a mais apropriada.

As equações (13) e (14) são estimadas utilizando o método da máxima verossimilhança, cuja função se encontra disposta em Battese e Corra (1977). 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. As fronteiras de produção foram estimadas utilizando-se o programa computacional Frontier 4.1 [ver Coelli (1996)].

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 no modelo podem ser verificados através de testes estatísticos. Se  $\gamma$  é considerado estatisticamente igual a 0, não há influência da ineficiência técnica no modelo, podendo-se então aplicar mínimos quadrados ordinários (MQO) para efeito de estimação dos parâmetros. Quanto mais próximo  $\gamma$  estiver de 1, maior é a importância da ineficiência técnica no modelo.

De acordo com a Subseção 2.1, temos que o índice de produtividade total de Malmquist é mensurado com maior precisão quando se utiliza uma tecnologia que exibe a propriedade de retornos constantes de escala. Para tanto, são requeridas as seguintes restrições na equação (13):  $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$ ;  $\beta_{11} + \beta_{12} + \beta_{13} = 0$ ;  $\beta_{12} + \beta_{22} + \beta_{23} = 0$ ;  $\beta_{13} + \beta_{23} + \beta_{33} = 0$ ; e  $\beta_{1r} + \beta_{2r} + \beta_{3r} = 0$ .

#### 4 RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção, 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 em cada uma das regiões e no Brasil. A seguir, calcula-se a elasticidade da produção na utilização de cada um dos fatores produtivos (terra, trabalho, máquinas e insumos modernos). Posteriormente, faz-se uma análise comparativa sobre a magnitude da eficiência técnica, da RPP e da RET em cada região. E, finalmente, procura-se mostrar a evolução da PTF ao longo do período compreendido entre os anos 1970 e 1995-1996.

#### 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 de 1 a 6. Alguns parâmetros estimados não apresentam a estatística-t de Student em função da adoção da hipótese de retornos constantes de escala sobre a função de produção.

Para verificar se existe influência dos efeitos de 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 generalizado (LR). Com base nesse teste, verificou-se que a hipótese nula foi rejeitada para a fronteira de

TABELA 1  
ESTIMATIVAS DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DOS PARÂMETROS DA FRONTEIRA DE  
METAPRODUÇÃO AGRÍCOLA E DO MODELO DE INEFICIÊNCIA TÉCNICA — 1970-1995<sup>a</sup>

Variável		Coefficientes	Teste-t de Student
Fronteira estocástica			
Constante	$\beta_0$	1,3774	5,1229
Terra	$\beta_1$	-0,1333	-
Trabalho	$\beta_2$	0,5421	3,9714
Máquinas	$\beta_3$	0,0037	0,0350
Insumos modernos	$\beta_4$	0,5874	6,8123
Terra x trabalho	$\beta_{12}$	-0,0594	-2,7315
Terra x máquinas	$\beta_{13}$	-0,0347	-1,4356
Terra x insumos modernos	$\beta_{14}$	-0,0529	-2,4047
Trabalho x máquinas	$\beta_{23}$	0,0261	1,5122
Trabalho x insumos modernos	$\beta_{24}$	-0,0244	-1,3610
Máquinas x insumos modernos	$\beta_{34}$	0,0199	2,1218
(Terra) <sup>2</sup>	$\beta_{11}$	0,1471	-
(Trabalho) <sup>2</sup>	$\beta_{22}$	0,0578	-
(Máquinas) <sup>2</sup>	$\beta_{33}$	-0,0113	-
(Insumos modernos) <sup>2</sup>	$\beta_{44}$	0,0574	-
Terra x tempo	$\beta_{1t}$	-0,0089	-
Trabalho x tempo	$\beta_{2t}$	0,0011	0,0794

(continua)

(continuação)

Variável		Coefficientes	Teste-t de Student
Máquinas x tempo	$\beta_{3t}$	0,0047	0,4985
Insumos modernos x tempo	$\beta_{4t}$	0,0032	0,2684
(Tempo) <sup>2</sup>	$\beta_{tt}$	0,0062	1,5591
Ineficiência			
Constante	$\delta_0$	0,4392	7,6118
Índice de Gini	$\delta_1$	-0,1452	-1,0836
Índice de utilização de irrigação	$\delta_2$	-0,0089	-1,5893
Índice de investimento em capital	$\delta_3$	-0,1118	-11,2929
Índice de despesas bancárias	$\delta_4$	0,0620	9,6875
Índice de financiamentos do SNCR	$\delta_5$	-0,0557	-7,3289
Tempo	$\delta_6$	-0,4284	-50,4000
Variância			
	$\sigma^2$	0,0805	4,2921
	$\gamma$	0,8839	16,9639
	LR	26,6308	-
Log-verossimilhança		71,5969	-

Fonte: Estimativas dos autores.

<sup>a</sup> As variáveis *dummies* apresentaram-se significativas para  $\alpha = 0,05$  em 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.

metaprodução e para todas as fronteiras regionais.<sup>12</sup> Desse modo, o método de estimação proposto é mais adequado que o de MQO. O valor de  $\gamma$  para a função de metaprodução mostrou que 88,39% das variações residuais são devidas aos efeitos da ineficiência técnica.

Testou-se também a hipótese nula, através do teste da razão de verossimilhança,<sup>13</sup> de que todas as regiões são representadas por uma única fronteira de produção estocástica. O valor calculado da estatística (LR = 276,74) excede o

12. O valor crítico para um teste de tamanho  $\alpha = 0,05$  é igual ao valor 2,71, que corresponde a  $\chi_4^2(2\alpha)$ , onde a estatística-LR é dada por  $LR = -2[\ln[L(H_0)] - \ln[L(H_1)]]$ , em que  $\ln[L(H_0)]$  e  $\ln[L(H_1)]$  são, respectivamente, os valores das funções de log-verossimilhança sob as hipóteses nula e alternativa [Coelli, Rao e Battese (1998)].

13. 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 log-verossimilhança da fronteira de metaprodução e  $\ln[L(H_1)]$  corresponde à soma das funções de log-verossimilhança para as diferentes fronteiras regionais.

TABELA 2  
**ESTIMATIVAS DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DOS PARÂMETROS DA FRONTEIRA  
 DE PRODUÇÃO AGRÍCOLA E DO MODELO DE INEFICIÊNCIA TÉCNICA DA REGIÃO  
 NORTE — 1970-1995<sup>a</sup>**

Variável		Coefficientes	Teste-t de Student
Fronteira estocástica			
Constante	$\beta_0$	4,8609	4,6956
Terra	$\beta_1$	-2,9801	-
Trabalho	$\beta_2$	2,7634	0,6995
Máquinas	$\beta_3$	1,6599	3,1281
Insumos modernos	$\beta_4$	-0,4431	-0,6905
Terra x trabalho	$\beta_{12}$	-0,0570	-0,0408
Terra x máquinas	$\beta_{13}$	-0,3715	-1,0330
Terra x insumos modernos	$\beta_{14}$	0,2108	1,8249
Trabalho x máquinas	$\beta_{23}$	0,2732	0,8919
Trabalho x insumos modernos	$\beta_{24}$	-0,1875	-33,0077
Máquinas x insumos modernos	$\beta_{34}$	-0,0529	-0,7239
(Terra) <sup>2</sup>	$\beta_{11}$	0,2178	-
(Trabalho) <sup>2</sup>	$\beta_{22}$	-0,0187	-
(Máquinas) <sup>2</sup>	$\beta_{33}$	0,1512	-
(Insumos modernos) <sup>2</sup>	$\beta_{44}$	0,0396	-
Terra x tempo	$\beta_{1t}$	0,1107	-
Trabalho x tempo	$\beta_{2t}$	-0,0756	-0,2584
Máquinas x tempo	$\beta_{3t}$	-0,0735	-7,1498
Insumos modernos x tempo	$\beta_{4t}$	0,0384	1,0089
Tempo	$\beta_t$	-0,0336	-1,4938
Ineficiência			
Constante	$\delta_0$	0,1912	0,1608
Índice de Gini	$\delta_1$	-1,0452	-0,3747
Índice de utilização de irrigação	$\delta_2$	0,0053	0,0331

(continua)

(continuação)

Variável		Coefficientes	Teste-t de Student
Índice de investimento em capital	$\delta_3$	0,0240	0,1771
Índice de despesas bancárias	$\delta_4$	0,1574	0,7847
Índice de financiamentos do SNCR	$\delta_5$	-0,3199	-3,9574
Tempo	$\delta_6$	0,1131	3,0818
	Variância		
	$\sigma^2$	0,0132	0,7691
	$\gamma$	0,9998	3.603,4711
	LR	37,3799	-
Log-verossimilhança		43,6763	-

Fonte: Estimativas dos autores.

<sup>a</sup> As variáveis *dummies* não se apresentaram significativas para um nível de  $\alpha = 0,05$ .

valor da distribuição qui-quadrado com 80 graus de liberdade para  $\alpha = 0,05$ , mostrando que existem diferenças significativas entre os cinco modelos de fronteira regionais e, portanto, a fronteira de metaprodução pode ser usada nesta análise.

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

Um incremento da participação do suprimento de recursos financeiros obtidos de instituições integrantes do SNCR no total de financiamentos (financiamento de particulares, entidades do governo e privadas) aumentaria a eficiência da produção agrícola nessa região (Tabela 2).

TABELA 3  
**ESTIMATIVAS DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DOS PARÂMETROS DA FRONTEIRA  
 DE PRODUÇÃO AGRÍCOLA E DO MODELO DE INEFICIÊNCIA TÉCNICA DA REGIÃO  
 NORDESTE — 1970-1995<sup>a</sup>**

Variável		Coefficientes	Teste-t de Student
Fronteira estocástica			
Constante	$\beta_0$	1,8136	3,0063
Terra	$\beta_1$	0,2668	-
Trabalho	$\beta_2$	0,3336	0,9264
Máquinas	$\beta_3$	0,4801	2,0057
Insumos modernos	$\beta_4$	-0,0804	-0,4352
Terra x trabalho	$\beta_{12}$	-0,0117	-0,1952
Terra x máquinas	$\beta_{13}$	-0,0638	-1,0366
Terra x insumos modernos	$\beta_{14}$	0,1106	2,6144
Trabalho x máquinas	$\beta_{23}$	0,0375	0,7968
Trabalho x insumos modernos	$\beta_{24}$	-0,1102	-3,1929
Máquinas x insumos modernos	$\beta_{34}$	-0,0365	-1,4899
(Terra) <sup>2</sup>	$\beta_{11}$	-0,0351	-
(Trabalho) <sup>2</sup>	$\beta_{22}$	0,0844	-
(Máquinas) <sup>2</sup>	$\beta_{23}$	0,0628	-
(Insumos modernos) <sup>2</sup>	$\beta_{44}$	0,0360	-
Ineficiência			
Constante	$\delta_0$	0,6999	1,6246
Índice de Gini	$\delta_1$	-0,0603	-0,0716
Índice de utilização de irrigação	$\delta_2$	0,0147	0,3204
Índice de investimento em capital	$\delta_3$	-0,0065	-0,1219
Índice de despesas bancárias	$\delta_4$	0,0324	0,5879
Índice de financiamentos do SNCR	$\delta_5$	-0,5568	-2,6141
Tempo	$\delta_6$	-0,2420	-3,9260

(continua)

(continuação)

Variável	Coefficientes	Teste-t de Student
	Variância	
	$\sigma^2$	3,9278
	$\gamma$	3,7057
	LR	-
Log-verossimilhança	37,1808	-

Fonte: Estimativas dos autores.

<sup>a</sup> As variáveis *dummies* apresentaram-se significativas para  $\alpha = 0,05$  no Maranhão, Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte e na Paraíba.

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 “índice de financiamentos do SNCR” e “tempo” diferem estatisticamente de 0. Porém, nessa região, ao contrário do que ocorre na região Norte, o coeficiente associado à variável “tempo” mostra 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).

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

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

O sinal associado às variáveis “índice de Gini” e “índice de investimento em capital” revela 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. As explicações para esses resultados, aparentemente controversos, podem ser encontradas basicamente nos possíveis

TABELA 4  
**ESTIMATIVAS DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DOS PARÂMETROS DA FRONTEIRA  
 DE PRODUÇÃO AGRÍCOLA E DO MODELO DE INEFICIÊNCIA TÉCNICA DA REGIÃO  
 SUDESTE — 1970-1995<sup>a</sup>**

Variável		Coefficientes	Teste-t de Student
Fronteira estocástica			
Constante	$\beta_0$	18,3008	19,1459
Terra	$\beta_1$	-8,6390	-
Trabalho	$\beta_2$	1,7191	3,1099
Máquinas	$\beta_3$	10,0815	21,9508
Insumos modernos	$\beta_4$	-2,1617	-8,8241
Terra x trabalho	$\beta_{12}$	-0,0097	-0,0898
Terra x máquinas	$\beta_{13}$	-1,0144	-15,3158
Terra x insumos modernos	$\beta_{14}$	0,1991	2,7326
Trabalho x máquinas	$\beta_{23}$	0,0080	0,1957
Trabalho x insumos modernos	$\beta_{24}$	0,0283	0,5047
Máquinas x insumos modernos	$\beta_{34}$	-0,1756	-4,4823
(Terra) <sup>2</sup>	$\beta_{11}$	0,8250	-
(Trabalho) <sup>2</sup>	$\beta_{22}$	-0,0265	-
(Máquinas) <sup>2</sup>	$\beta_{33}$	1,1820	-
(Insumos modernos) <sup>2</sup>	$\beta_{44}$	-0,0518	-
Terra x tempo	$\beta_{1t}$	-0,0155	-
Trabalho x tempo	$\beta_{2t}$	-0,3985	-7,7679
Máquinas x tempo	$\beta_{3t}$	-0,0065	-0,1357
Insumos modernos x tempo	$\beta_{4t}$	0,4204	10,9351
Tempo	$\beta_t$	0,9408	6,7691
(Tempo) <sup>2</sup>	$\beta_{tt}$	-0,1241	-16,1781
Ineficiência			
Constante	$\delta_0$	-0,2887	-1,4363
Índice de Gini	$\delta_1$	0,1728	0,3907

(continua)

(continuação)

Variável		Coefficientes	Teste-t de Student
Índice de utilização de irrigação	$\delta_2$	-0,1597	-4,0081
Índice de investimento em capital	$\delta_3$	-0,0077	-0,1312
Índice de despesas bancárias	$\delta_4$	0,0133	0,7896
Índice de financiamentos do SNCR	$\delta_5$	0,0599	1,2711
Tempo	$\delta_6$	-0,0299	-2,0236
	Variância		
	$\sigma^2$	0,0017	3,9752
	$\gamma$	0,9070	12,2635
	LR	18,5600	-
Log-verossimilhança		44,8110	-

Fonte: Estimativas dos autores.

<sup>a</sup> As variáveis *dummies* apresentaram-se significativas para  $\alpha = 0,05$  em todos os estados dessa região.

efeitos adversos das políticas de crédito sobre o setor agrícola. O primeiro diz respeito à estrutura fundiária e o segundo à alocação dos fatores de produção.

No Brasil, mais particularmente no início da década de 1970, o volume de crédito era proporcional à área de cada agricultor; assim, quanto maior a área, maior a capacidade de obtenção de crédito subsidiado, de modo que as estruturas fundiárias concentradoras de terra eram favorecidas [Goldin e Rezende (1993)].

Sanders e Ruttan (1978) afirmam que a política de subsídio ao crédito rural altera os preços relativos dos fatores produtivos. À medida que os custos dos insumos modernos se reduzem, os produtores sentem-se estimulados a substituir trabalho por capital, criando-se condições “artificiais” no mercado de fatores e gerando, conseqüentemente, ineficiência alocativa. Assim, a abundância de crédito rural subsidiado cria um ambiente propício à ineficiência técnica e econômica.

Nos anos 1970 a política econômica adotada no Brasil pretendia promover o crescimento da economia a qualquer custo, sem apresentar maiores preocupações com equilíbrio e sustentabilidade das contas nacionais. Nesse período, o crédito rural era o principal elemento de política agrícola, de modo que o crédito formal subsidiado concedido representava uma significativa parcela do PIB. Esse aporte de recursos a baixo custo estimulou a acumulação de capital físico, aumentando,

TABELA 5  
**ESTIMATIVAS DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DOS PARÂMETROS DA FRONTEIRA  
 DE PRODUÇÃO AGRÍCOLA E DO MODELO DE INEFICIÊNCIA TÉCNICA DA REGIÃO  
 SUL — 1970-1995<sup>a</sup>**

Variável		Coefficientes	Teste-t de Student
Fronteira estocástica			
Constante	$\beta_0$	2,5300	3,3300
Terra	$\beta_1$	-1,8590	-
Trabalho	$\beta_2$	3,7300	3,7700
Máquinas	$\beta_3$	-0,9810	-5,9900
Insumos modernos	$\beta_4$	0,1100	0,2350
Terra x trabalho	$\beta_{12}$	-0,7410	-3,5800
Terra x máquinas	$\beta_{13}$	0,4220	3,9600
Terra x insumos modernos	$\beta_{14}$	-0,3490	-2,1300
Trabalho x máquinas	$\beta_{23}$	0,1550	0,9390
Trabalho x insumos modernos	$\beta_{24}$	0,4410	4,8800
Máquinas x insumos modernos	$\beta_{34}$	-0,5120	-7,3600
(Terra) <sup>2</sup>	$\beta_{11}$	0,6680	-
(Trabalho) <sup>2</sup>	$\beta_{22}$	0,1450	-
(Máquinas) <sup>2</sup>	$\beta_{33}$	-0,0650	-
(Insumos modernos) <sup>2</sup>	$\beta_{44}$	0,4200	-
Tempo	$\beta_t$	0,3290	5,3400
(Tempo) <sup>2</sup>	$\beta_{tt}$	-0,0163	-2,7000
Ineficiência			
Constante	$\delta_0$	0,1710	1,1800
Índice de Gini	$\delta_1$	0,9770	2,8900
Índice de utilização de irrigação	$\delta_2$	-0,0324	-1,6500
Índice de investimento em capital	$\delta_3$	-0,0699	-1,0100
Índice de despesas bancárias	$\delta_4$	0,0677	2,1900
Índice de financiamentos do SNCR	$\delta_5$	-0,0540	-3,3500
Tempo	$\delta_6$	0,0070	0,4790

(continua)

(continuação)

Variável		Coeficientes	Teste-t de Student
	Variância		
	$\sigma^2$	0,0007	1,9100
	$\gamma$	0,9850	140,0000
	LR	21,8430	-
Log-verossimilhança	-	45,1200	-

Fonte: Estimativas dos autores.

<sup>a</sup> As variáveis *dummies* apresentaram-se significativas para  $\alpha = 0,05$  apenas no 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 — 1970-1995<sup>a</sup>**

Variável		Coeficientes	Teste-t de Student
	Fronteira estocástica		
Constante	$\beta_0$	-0,6560	-6,3300
Terra	$\beta_1$	2,3820	-
Trabalho	$\beta_2$	0,2740	2,5000
Máquinas	$\beta_3$	-0,5460	-9,9600
Insumos modernos	$\beta_4$	-1,1100	-5,9000
Terra x trabalho	$\beta_{12}$	-0,1110	-5,3000
Terra x máquinas	$\beta_{13}$	0,1810	13,4000
Terra x insumos modernos	$\beta_{14}$	0,2630	4,9200
Trabalho x máquinas	$\beta_{23}$	-0,1850	-31,9000
Trabalho x insumos modernos	$\beta_{24}$	0,0844	397,0000
Máquinas x insumos modernos	$\beta_{34}$	-0,0108	-0,3860
(Terra) <sup>2</sup>	$\beta_{11}$	-0,3330	-
(Trabalho) <sup>2</sup>	$\beta_{22}$	0,2116	-
(Máquinas) <sup>2</sup>	$\beta_{33}$	0,0148	-
(Insumos modernos) <sup>2</sup>	$\beta_{44}$	-0,3366	-
(Tempo) <sup>2</sup>	$\beta_{tt}$	0,0268	9,8900

(continua)

(continuação)

Variável		Coefficientes	Teste-t de Student
Ineficiência			
Constante	$\delta_0$	-0,1160	-1,1400
Índice de Gini	$\delta_1$	-0,4620	-2,6300
Índice de utilização de irrigação	$\delta_2$	-0,0645	-6,0300
Índice de investimento em capital	$\delta_3$	0,1070	3,5900
Índice de despesas bancárias	$\delta_4$	-0,0058	-0,2960
Índice de financiamentos do SNCR	$\delta_5$	-0,0408	-2,9900
Tempo	$\delta_6$	0,0059	0,4270
Variância			
	$\sigma^2$	0,0006	3,1600
	$\gamma$	0,7960	3,6000
	LR	10,5298	-
Log-verossimilhança		39,1700	-

Fonte: Estimativas dos autores.

<sup>a</sup> As variáveis *dummies* apresentaram-se significativas para  $\alpha = 0,05$  em todos os estados dessa região.

de forma expressiva, o volume de investimentos em máquinas agrícolas, as quais passaram a ser utilizadas em quantidades superiores às de equilíbrio, gerando ineficiência.

A partir de 1980 a crise fiscal e financeira limitou gradualmente a capacidade de o governo transferir renda e, conseqüentemente, coordenar políticas setoriais, de modo que a intervenção do setor público passou a decrescer. A redução do subsídio implícito no crédito rural diminuiu as distorções geradas no mercado de fatores, pressionando o setor agrícola a um processo de ajustamento, reduzindo, desse modo, a ineficiência produtiva [Dias (1988)].

#### 4.2 Elasticidades do produto

Usando as estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros da fronteira de metaprodução, foram calculadas as elasticidades médias do produto em relação ao  $k$ -ésimo insumo variável, as quais podem ser denominadas *elasticidade de fronteira* ou *elasticidade da melhor técnica de produção*.

As elasticidades foram obtidas utilizando-se as seguintes equações:

Elasticidade terra

$$\frac{\partial \ln E(Y)}{\partial \ln(x_1)} = \beta_1 + 2\beta_{12} \ln(x_2) + 2\beta_{13} \ln(x_3) + 2\beta_{14} \ln(x_4) + 2\beta_{11} \ln(x_1) + \beta_{1t}t$$

Elasticidade trabalho

$$\frac{\partial \ln E(Y)}{\partial \ln(x_2)} = \beta_2 + 2\beta_{12} \ln(x_1) + 2\beta_{23} \ln(x_3) + 2\beta_{24} \ln(x_4) + 2\beta_{22} \ln(x_2) + \beta_{2t}t$$

Elasticidade capital

$$\frac{\partial \ln E(Y)}{\partial \ln(x_3)} = \beta_3 + 2\beta_{13} \ln(x_1) + 2\beta_{23} \ln(x_2) + 2\beta_{34} \ln(x_4) + 2\beta_{33} \ln(x_3) + \beta_{3t}t$$

Elasticidade insumos modernos

$$\frac{\partial \ln E(Y)}{\partial \ln(x_4)} = \beta_4 + 2\beta_{14} \ln(x_1) + 2\beta_{24} \ln(x_2) + 2\beta_{34} \ln(x_3) + 2\beta_{44} \ln(x_4) + \beta_{4t}t$$

Vicente, Anefalos e Caser (2001) verificaram que entre os anos de 1970 e 1995 a área cultivada com lavouras permanentes e temporárias cresceu mais de 23%. As regiões Centro-Oeste e Norte foram os principais responsáveis pelo aumento da área cultivada nesse período. No entanto, a partir dos valores estimados das elasticidades da produção, apresentados na Tabela 7, pode-se observar que no Brasil e em todas as regiões o valor da produção agrícola (setor de lavouras) ainda poderia crescer a partir de incrementos na área destinada aos cultivos. As regiões que mais se beneficiariam com essa expansão seriam a Norte e a Nordeste.

TABELA 7  
**ELASTICIDADES MÉDIAS DO PRODUTO AGRÍCOLA EM RELAÇÃO A TERRA, TRABALHO, CAPITAL  
 E INSUMOS MODERNOS PARA AS REGIÕES BRASILEIRAS — 1970-1995**

Regiões e UFs	Elasticidades			
	Terra	Trabalho	Capital	Insumos modernos
Norte	0,6506	0,1576	-0,0008	-0,0422
Nordeste	0,5137	-0,0218	-0,0294	0,1099
Sudeste	0,4480	-0,2136	-0,0440	0,3261
Sul	0,2927	-0,2328	-0,0536	0,4057
Centro-Oeste	0,4732	-0,2667	-0,0866	0,4235
Brasil	0,5047	-0,0642	-0,0346	0,1804

Fonte: Estimativas dos autores.

O número de pessoas ocupadas na agricultura brasileira, setor de lavouras, tem apresentado tendência de queda desde 1975. Esse comportamento se repete em todas as regiões, exceto no Nordeste [Vicente, Anefalos e Caser (2001)]. Os valores estimados das elasticidades em relação a esse fator de produção mostram que, excetuando-se a região Norte, a maior utilização de mão-de-obra reduziria o valor da produção. O uso intensivo de mão-de-obra no setor agrícola brasileiro deve-se, principalmente, aos baixos salários pagos aos trabalhadores rurais. Utilizando dados das PNADs para os anos de 1992 e 1995, Kageyama (1997) verificou que no Brasil aproximadamente 6,7 milhões das pessoas ocupadas nas atividades agrícolas não obtêm renda suficiente para as necessidades básicas de suas famílias.

O número de tratores e colheitadeiras existentes nos imóveis rurais do país em 1995 era quase 3,5 vezes maior do que em 1970, apresentando taxas de crescimento superiores a 9% a.a. na década de 1970, e cerca de 5% entre os anos de 1970 e 1995 [ver Vicente, Anefalos e Caser (2001)]. A intensificação no uso desse fator de produção reflete-se nos valores estimados das elasticidades da produção em relação ao capital. Com base nos dados da Tabela 7 pode-se observar que no Brasil e em todas as regiões o valor da produção agrícola (setor de lavouras) decrescerá se novas unidades de capital forem utilizadas, mantendo-se fixas as quantidades utilizadas dos demais fatores de produção, e as maiores reduções ocorreriam nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Analisando os dados dos censos agropecuários referentes aos gastos dos produtores com insumos modernos (fertilizantes, defensivos, sementes e mudas) empregados na agricultura, Vicente, Anefalos e Caser (2001) mostram que a despesa com fertilizantes e defensivos agrícolas apresentaram expressivo crescimento

entre os anos de 1970 e 1995. As despesas declaradas com sementes e mudas confirmam a tendência de crescimento dos gastos com insumos modernos. Apesar desse expressivo aumento, as elasticidades do valor da produção denotam que maiores despesas com esses insumos podem elevar o valor da produção brasileira. Apenas a região Norte apresentou coeficiente de elasticidade negativo, indicando um comportamento contrário à média nacional.

### 4.3 Eficiências técnicas, RET e RPP

Para comparar as eficiências 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 a fronteira de metaprodução é que os escores de eficiência obtidos a partir das fronteiras podem ser comparáveis entre as regiões. Na Tabela 8 são apresentados os escores de eficiência técnica das firmas para o período compreendido entre os anos de 1970 e 1995.

TABELA 8  
EFICIÊNCIAS TÉCNICAS ESTIMADAS PELA FRONTEIRA DE METAPRODUÇÃO E FRONTEIRAS REGIONAIS — 1970-1995

Ano	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: Estimativas dos autores.

Considerando a tecnologia disponível para todo o setor agrícola brasileiro (metaprodução), verifica-se que, em relação às demais regiões, os estados do Centro-Oeste e do Sul utilizam seus fatores produtivos de forma mais eficiente, apresentando escores de eficiência técnica de 90,98% e 89,96%, respectivamente. As regiões que se apresentaram menos eficientes foram o Sudeste (84,08%) e o 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%), no Centro-Oeste (94,89%) e no Sudeste (92,22%).

As eficiências técnicas médias obtidas pelas fronteiras regionais são menores do 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 o valor do produto agrícola estimado pela fronteira regional é maior do que pela metaprodução. Assim, os escores de eficiência técnica dados pela fronteira de metaprodução referentes a esses períodos são definidos pelos seus valores correspondentes estimados pelas fronteiras regionais.

A análise comparativa da eficiência técnica entre as regiões pode ser feita com base na RET. Em todas as regiões ela é maior do que a unidade, mostrando que as eficiências técnicas estimadas pelas fronteiras regionais são maiores do que pela metafronteira (Tabela 9). Essas RETs 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 RETs, mostrando que, sob esse aspecto, os estados dessas regiões são mais eficientes que os demais estados.

A RPP indica o potencial de crescimento de uma região e a sua 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

TABELA 9  
RET DA AGRICULTURA DAS REGIÕES BRASILEIRAS — 1970-1995

Ano	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: Estimativas dos autores.

níveis de produtividade das regiões brasileiras estão entre 88,5% e 95,1% do seu nível potencial. Porém, pode-se verificar que, de modo geral, seus valores cresceram em todas as regiões entre os anos de 1970 e 1995, indicação de que estas se tornaram relativamente mais competitivas. A região Sudeste apresentou a menor RPP média, mostrando 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 10).

TABELA 10  
RPP DA AGRICULTURA DAS REGIÕES BRASILEIRAS — 1970-1995

Ano	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: Estimativas dos autores.

#### 4.4 Índices de PTF de Malmquist

Os dados da Tabela 11 mostram a evolução dos índices de PTF de Malmquist e sua decomposição nos índices de VET e VT. Com base nos dados apresentados verifica-se que durante o 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 observa-se que os ganhos de produtividade podem ser explicados quase exclusivamente pelas VTs, já que as VETs são muito pequenas. Na região Sul os ganhos de produtividade são atribuídos unicamente às VTs, uma vez que ao longo do período ocorreram perdas de eficiência. Na região Sudeste a VT foi de aproximadamente 53%, enquanto o ganho de eficiência foi de apenas 1,2%.

Em relação às VETs, nota-se que as regiões Norte (3,09%), Nordeste (3,42%) e Centro-Oeste (3,5%) apresentaram desempenho superior à média nacional, a qual, durante os 25 anos analisados, foi de apenas 2,54%. Em termos de VT, 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

TABELA 11  
BRASIL E REGIÕES: ÍNDICES DE VARIAÇÃO DA PTF, DA VET E DA VT — 1970-1995

Ano	Brasil	Norte	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste
Variação da PTF						
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
VET						
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
VT						
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: Estimativas dos autores.

foram Sul e Sudeste, com variações de 64,79% e 53,02%, respectivamente, com a região Nordeste apresentando o pior desempenho, — uma variação de 18,82% — ficando, desse modo, abaixo da média nacional.

Comparando-se esses resultados com os da literatura recente sobre produtividade agrícola no Brasil, vê-se que eles são semelhantes aos de Pereira (1999) que, utilizando o índice de Malmquist, também constatou 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 PTF aumentou 79% entre 1970 e 1995, considerando também a exploração de animais no valor total da produção. Vicente, Anefalos e Caser (2001), utilizando o mesmo índice, encontraram um valor de 65,97%, para o mesmo período, observando apenas o setor de lavouras. Barros (1999), considerando também o setor agrícola como um todo, encontrou uma elevação de 20% pelo método da contabilidade, 31% a 51% pelo índice de Tornqvist.

Uma importante questão, a ser melhor entendida a partir dos resultados apresentados, é por que as regiões brasileiras mostraram diferenças em relação ao padrão de evolução da PTF 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.

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 pesquisa agrícola e capital humano empregado nesse setor, enquanto as regiões Norte e Nordeste estão com 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 podem negligenciar os efeitos da ineficiência técnica, pois eles explicam grande parte das variações residuais em relação à fronteira de produção agrícola no Brasil.

A eficiência técnica da agricultura brasileira tem aumentado ao longo do tempo. E esse desempenho poderia ser melhorado a partir de maiores níveis de investimento em capital, menores despesas bancárias (juros e taxas) e maior participação dos recursos do governo no financiamento da atividade.

Tomando por base a análise dos coeficientes de elasticidades calculados em relação a terra, trabalho, capital e insumos modernos, pode-se concluir que, apesar

da expansão da área destinada ao cultivo de lavouras permanentes e temporárias e da utilização mais intensiva de insumos modernos (fertilizantes, adubos, sementes e mudas) ocorrida entre os anos de 1970 e 1995, o valor da produção agrícola brasileira poderia crescer ainda mais a partir de futuros incrementos na utilização desses fatores. Por outro lado, maiores níveis de utilização de mão-de-obra e capital, mantendo-se fixos os demais insumos, não mais elevariam o valor da produção obtida.

Os escores de eficiência técnica revelam que, em relação à tecnologia disponível para o país, as regiões brasileiras que utilizaram seus recursos produtivos de forma mais eficiente são 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 RETs, o que indica serem os estados dessas regiões os mais eficientes tecnicamente. Com base na RPP, pode-se verificar que o nível de produtividade em todas as regiões está abaixo do nível potencial.

A evolução dos índices de PTF obtidos pelo índice de Malmquist mostra que durante o período compreendido entre os anos de 1970 e 1995 a agricultura brasileira apresentou ganhos de produtividade. Os maiores incrementos ocorreram nas regiões Sul e Sudeste. Apenas a região Nordeste apresentou desempenho inferior à média nacional. Os ganhos de produtividade podem ser explicados quase exclusivamente pelas VTs, já que as VETs foram inexpressivas em todas as regiões.

Considerando-se as VETs, verifica-se que, ao longo dos 25 anos analisados, as regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste apresentaram desempenho superior à média nacional, a qual é de apenas 2,54%. Em termos de VT, em média o Brasil acumulou ganhos de 37,62%. As regiões que mais se destacaram em termos de ganhos de produtividade foram o Sul e o Sudeste. A região que apresentou o pior desempenho foi o Nordeste, ficando, desse modo, abaixo da média nacional.

## ABSTRACT

This article analyzes total productivity, technical efficiency and technological change of agricultural GDP of Brazilian regions in the period 1970-1995, using Malmquist total productivity index and the model of stochastic metaproduction frontier. The estimated production frontiers were used to calculate production elasticities, potential growth of regional productivity and the variation in the index of total productivity of Malmquist, which is decomposed in the indexes of efficiency change and technological change. Based on the estimated coefficients of the model it was verified that investment in capital lower banking expenditures (interest and bank rates) and greater participation of public fundings to finance such an activity could contribute to the reduction of technical inefficiencies in agriculture. The

estimated potential productivity ratios indicate that the Southeast region is the most productive; moreover these gains were explained more by technological variation than technical efficiency variation.

### BIBLIOGRAFIA

- 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., SCHIMIDT, 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*. Economic Research Service, U.S. Department of Agriculture, 1992 (Technical Bulletin, 1.811).
- ÁVILA, A. F. D., EVERSON, R. E. Total factor productivity growth in the Brazilian agriculture and the role of agricultural research. Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, Curitiba: *Anais*, 1995, e Brasília: Sober, p. 631-657, 1995.
- BARROS, A. L. M. de. *Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995*. Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 1999, 149p. (Tese de Doutorado).
- BATTESSE, G. E., CORRA, G. S. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, v. 21, p. 169-179, 1977.
- 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*. Aug. 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).
- BEHRENS, R., HAEN, H. Aggregate factor input and productivity in agriculture: a comparison for the EC-member countries, 1963-76. *European Review of Agricultural Economics*, v. 7, n. 2, p. 109-146, 1980.
- BONELLI, R., FONSECA, R. Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 28, n. 2, ago. 1998.
- BOSKIN, M. J., LAU, L. J. Capital, technology and economic growth. In: ROSENBERG, N., LANDAU, R., MOWERRY, D. C. (eds.). *Technology and the wealth of nations*. Stanford: Stanford University Press, 1992.
- BUREAU, J. C., FÅRE, R., GROSSKOPF, S. A comparison of three nonparametric measures of productivity growth in European and United States agriculture. *Journal of Agricultural Economics*, v. 46, p. 309-326, 1985.
- CAPALBO, S. M., ANTLE, J. M. (eds.). *Agricultural productivity: measurement and explanation*. Washington, D. C.: Resources for the Future, 1988.

- CAVES, D. W., CHRISTENSEN, L. R., DIEWERT, W. E. The economic theory of index numbers and measurement of inputs, output and productivity. *Econometrica*, v. 50, n. 6, p. 1.393-1.414, 1982.
- CHARNES, A., COOPER, W. W., RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, p. 429-444, 1978.
- 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, 7).
- COELLI, T. J., RAO, D. S. P., BATTESSE, G. E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1998.
- CONCEIÇÃO, P. H. Z. *Produtividade total e mudança técnica na agricultura brasileira, período 1955-1994*. Piracicaba: Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, 1998, 88 p. (Tese de Doutorado).
- DIAS, R. S. O papel da agricultura no processo de ajustamento estrutural do Brasil. In: ROCCA, C. A. (org.). *Brasil 1980*. São Paulo: Fipe/USP, p. 259-272, 1988.
- DIAS, R. S., BACHA, C. J. C. Produtividade e progresso tecnológico na agricultura brasileira: 1970-1985. Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural. Poços de Caldas: *Anais*, 1998, e Brasília: Sober, p. 211-221, 1998.
- FÄRE, R., LOVELL, C. A. K. Measuring the technical efficiency of production. *Journal of Economic Theory*, v. 19, p. 150-162, 1978.
- FÄRE, R. *et alii*. Productivity growth, technical progress, and efficiency changes in industrialised countries. *American Economic Review*, v. 84, p. 66-83, 1994.
- FARREL, M. J. A measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, v. 120, p. 254-290, 1957.
- FORSUND, F. R., HJALMARSSON, L. Generalized Farrel measures of efficiency: an application to milk processing in Swedish dairy plants. *Economic Journal*, v. 89, p. 247-315, 1979.
- 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.
- FULGINITI, L., PERRIN, R. K. Prices and productivity in agriculture. *The Review of Economics and Statistics*, v. 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, 21 p. (Texto para Discussão, 502).
- . *Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores*. Brasília: IPEA, 2000 (Texto para Discussão, 768).
- GOLDIN, I., REZENDE, G. C. *Agricultura brasileira na década de 80: crescimento numa economia em crise*. Rio de Janeiro: IPEA, 1993, 119 p.
- 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*, v. 40, p. 895-911, 1970.
- . *Agricultural development: an international perspective*. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1971.
- IBGE. *Censo Agropecuário*. Rio de Janeiro, 1970-1996.
- . *A agricultura em grandes números*. Rio de Janeiro, 1990.
- JORGENSEN, D. W., GOLLOP, F. M. Productivity growth in U.S. agriculture: a postwar perspective. *American Journal Agricultural Economic*, v. 74, n. 3, p. 745-750, 1992.
- KAGEYAMA, A. *O subemprego agrícola nos anos 90*. Campinas: IE/Unicamp, mar. 1997 (Texto para Discussão).
- KALIRAJAN, K. P. On measuring economic efficiency. *Journal of Applied Econometrics*, v. 5, p. 75-85, 1990.
- KALIRAJAN, K. P., OBWONA, M. B., ZHAO, S. A decomposition of total factor productivity growth: the case of the Chinese agricultural growth before and after reforms. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 78, n. 2, p. 331-338, 1996.
- KAWAGOE, T., HAYAMI, Y. The Production structure of world agriculture: an intercountry cross-section analysis. *Developing Economies*, v. 21, p. 189-206, 1983.
- . An intercountry comparison of agricultural production efficiency. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 67, p. 87-92, 1985.
- KAWAGOE, T., HAYAMI, Y., RUTTAN, V. The intercountry agricultural production function and productivity differences among countries. *Journal of Development Economics*, v. 19, p. 113-132, 1985.
- KUMBHAKAR, S. C., LOVELL, C. A. K. *Stochastic frontier analysis*. Cambridge University Press, 2000.
- LAU, L., YATOPOULOS, P. The meta-production function approach to technological change in world agriculture. *Journal of Development Economics*, v. 31, p. 241-269, 1989.
- LOVELL, C. A. K., SCHIMIDT, P. A comparison of alternative approaches to the measurement of productive efficiency. *Applications of Modern Production Theory*. Boston: Kluwer Academic Publishers, p. 3-32, 1988.
- MALMQUIST, S. Index numbers and indifference surfaces. *Trabalhos de Estatísticas*, 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.
- MULLEN, J. D., COX, T. L. Measuring productivity growth in Australian broadacre agriculture. *Australian Journal of Agricultural Economics*, v. 40, n. 3, p. 189-210, 1996.
- PEREIRA, M. F. *Evolução da fronteira tecnológica múltipla e da produtividade total dos fatores do setor agropecuário brasileiro de 1970 a 1996*. Florianópolis: Universidade Federal de Santa Catarina, Programa de Pós-Graduação em Engenharia da Produção, 1999 (Tese de Doutorado).
- RAO, D. S. P. *Intercountry comparisons of agricultural output and productivity*. Rome: FAO, 1993.

- RICHMOND, J. Estimating the efficiency of production. *International Economic Review*, v. 15, n. 2, p. 515-521, 1974.
- ROSEGRANT, M. W., EVERSON, R. E. Agricultural productivity and sources of growth in South Asia. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 74, n. 3, p. 757-761, 1992.
- SANDERS, J. H., RUTTAN, V. W. Biased choice of technology in Brazilian agriculture. In: BINSWANGER, H. P. *et alii. Induced innovation: technology, institution and development*. New York: Johns Hopkins University Press, p. 276-296, 1978.
- SHEPHARD, R. W. *Theory of cost and production functions*. Princeton: Princeton University Press, 1970.
- 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, n. 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, n. 2, p. 33-35, 2001.

(Originais recebidos em outubro de 2003. Revistos em dezembro de 2003.)