

Mudança tecnológica, eficiência e produtividade total de fatores na agricultura brasileira, 1970-95*

José R. Vicente[§]

RESUMO

Este estudo utiliza a Análise de Encapsulamento de Dados (DEA) para analisar a produtividade total de fatores, mudanças tecnológicas e de eficiência na agricultura brasileira de 1970 a 1995, em nível de Unidade da Federação. Índices de produtividade de Malmquist foram decompostos em dois componentes: mudança técnica e mudança de eficiência. Os resultados mostraram os maiores crescimento de produtividade nas regiões Centro-Oeste, Sudeste e Sul. Progresso tecnológico foi o fator mais importante nas regiões de agricultura mais avançada. Aumentos de eficiência foram os principais componentes em regiões de agricultura de baixa tecnologia. As regiões Norte e Nordeste apresentaram involução tecnológica.

Palavras-chave: agricultura, progresso técnico, eficiência, produtividade total de fatores, índices de Malmquist.

ABSTRACT

This study applies a Data Envelopment Analysis (DEA) approach to analyze total factor, technology and efficiency changes in the Brazilian agriculture from 1970 to 1995, in the units of the federation. Malmquist productivity indexes were decomposed into two components: technical change and efficiency change. The results showed the largest productivity growths in the Center-west, Southeast and South regions. Technical progress was the most important factor in the areas of advanced-technology agriculture. Efficiency increases were the main components in areas of low-technology agriculture. The North and Northeast regions presented technical regress.

Key words: agriculture, technical progress, efficiency, total factor productivity, Malmquist indexes.

JEL classification: C43, O47.

* Este estudo é parte de projeto de pesquisa mais amplo, desenvolvido com recursos da FAPESP. O autor agradece os comentários e sugestões de dois pareceristas anônimos.

§ Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola, da Agência Paulista de Tecnologia dos Agronegócios (IEA/APTA). E-mail: jrvicente@iea.sp.gov.br.

Recebido em maio de 2003. Aceito em julho de 2004.

1 Introdução

O crescimento da produção agrícola pode ser consequência tanto do incremento do uso de fatores de produção quanto da produtividade desses fatores. Em longo prazo, entretanto, a única fonte sustentável de aumento da quantidade produzida é a elevação da produtividade.

Análises da evolução da agricultura brasileira fundamentadas na produtividade total de fatores (PTF) vêm substituindo abordagens menos adequadas, baseadas em produtividades parciais de terra ou trabalho.¹

A PTF pode ser obtida pelo quociente de soma ponderada de quantidades produzidas, pela soma ponderada de fatores utilizados,² e sua evolução representa deslocamentos na função de produção (progresso tecnológico), assumindo-se eficiência técnica, ou seja, a plena realização do potencial de determinada tecnologia. Caso diferenças de capacidade no uso de novas tecnologias impeçam a eficiência técnica plena, alterações no nível de eficiência passam também a determinar a PTF.

A existência de fatores que impeçam operações em escala ótima – restrições orçamentárias, competição imperfeita etc. – influenciam também a PTF, por meio de efeitos de economia de escala.

Estudos que se ocupem em decompor a PTF nesses componentes podem permitir um melhor conhecimento sobre tecnologias de produção e, do ponto de vista de formulação de políticas, esse conhecimento é importante porque o emprego de tecnologias abaixo de seu potencial pleno pode tornar a introdução de novas técnicas pouco significativa. (Spitzer, 1997).

Os métodos de decomposição das mudanças na PTF normalmente consistem na comparação de observações individuais com uma fronteira de produção, que pode ser construída por métodos paramétricos e não-paramétricos³; pontos sobre a fronteira de

1 O crescimento de um índice parcial de produtividade pode ser explicado por um processo de substituição de insumos, ou seja, não necessariamente por um aumento na eficiência do uso de um insumo. (Arcelus e Arocena, 2000).

2 Essa agregação, em geral, consiste no emprego de uma fórmula de números-índices. Gasques e Conceição (2000), utilizando a fórmula de Törnqvist, estimaram os ganhos de PTF da agropecuária brasileira, entre 1970 e 1995, em 79%. Vicente, Anefalos e Caser (2001a), trabalhando com dados do mesmo período e com a fórmula de Fisher, concluíram que o aumento de PTF no setor de lavouras atingiu 95%.

3 Detalhes sobre as diferentes técnicas de obtenção de fronteiras podem ser vistos em Førsund, Lovell e Schmidt (1980), Bauer (1990), Seiford e Thrall (1990), Battese (1992), Vicente (1997) e Coelli, Rao e Battese (1998).

produção são considerados eficientes, e alterações na fronteira como mudança tecnológica.

Técnicas paramétricas exigem a especificação de formas funcionais representativas da tecnologia,⁴ enquanto as não-paramétricas do tipo DEA (Data Envelopment Analysis – Análise de Encapsulamento de Dados) exigem apenas a pressuposição de um número mínimo de regularidades sobre a tecnologia.⁵ Entretanto, análises com o DEA consideram todos os desvios em relação à fronteira como ineficiência, o que não acontece com certas técnicas paramétricas (funções de produção de fronteira estocástica), que permitem decompor tais desvios em ineficiência e efeitos aleatórios, levando, portanto, a maiores índices de eficiência. (Ray e Mukherjee, 1996; Hjalmarsson, Andersson e Mlima, 2000).

O objetivo do presente estudo consiste em decompor e analisar a evolução da PTF na agricultura brasileira, setor de lavouras, em nível de Unidade da Federação, no período 1970-95, utilizando uma abordagem não-paramétrica.

Além desta seção introdutória, o artigo foi estruturado com quatro outras seções. Na seção 2 é apresentada a metodologia do trabalho, explicitando o índice de Malmquist, a técnica não-paramétrica empregada (análise de encapsulamento de dados) e a construção de índices de comparações bilaterais e multilaterais. Os resultados são discutidos na seção 4 e a seção 5 apresenta as principais conclusões e algumas implicações.

2 Metodologia

As mudanças na PTF em nível de Unidade da Federação foram calculadas como médias geométricas de dois índices de Malmquist.⁶ Conforme Caves, Christensen e Diewert (1982), o índice de produtividade de Malmquist (orientação-produto) é definido como a razão de duas funções de distância-produto. Este índice permite medir a evolução da produtividade entre períodos com base no cálculo da distância que separa cada observação

4 Marinho e Carvalho (2004) estimaram fronteiras de produção paramétricas e índices de Malmquist para calcular o crescimento da PTF da agricultura brasileira, concluindo que entre 1970 e 1995 o índice cresceu aproximadamente 41%.

5 Pereira (1999) utilizou fronteiras não-paramétricas e índices de Malmquist para analisar a evolução da PTF da agricultura brasileira no período 1970 a 1995, estimando um crescimento da ordem de 43%.

6 O uso de índices de Malmquist na mensuração de mudanças de produtividade baseia-se na existência de uma tecnologia de produção capaz de transformar um vetor multidimensional de insumos em um vetor de produtos. Os axiomas que a tecnologia de produção deve respeitar encontram-se em Rao e Coelli (1999).

da tecnologia de referência em cada período, utilizando funções de distância.⁷ (Iráizoz, Rapún e Zabaleta, 2001).

2.1 Índices de produtividade de Malmquist⁸

Para uma dada tecnologia de produção $S^t = \{(x^t, y^t) : x^t \text{ produzindo } y^t\}$, uma função de distância-produto pode ser definida, para o período t , como (Färe *et al.*, 1994):

$$D_o^t(x^t, y^t) = \inf \left[\theta : (x^t, y^t / \theta) \in S^t \right] = \left\{ \sup \left[\theta : (x^t, \theta y^t) \in S^t \right] \right\}^{-1} \quad (1)$$

Portanto, a função de distância é definida como o inverso do incremento proporcional máximo do vetor de produção y^t , dado o vetor de insumos x^t . No caso especial de um único produto, a função de distância-produto pode ser representada por $D_o^t(x^t, y^t) = y^t / F(x^t)$, onde $F(x^t)$ é uma função de produção descrita como $F(x^t) = \max \{y^t : (x^t, y^t) \in S^t\}$.

Se a produção é tecnicamente eficiente, ou seja, se (x^t, y^t) estão na fronteira tecnológica, então $D_o^t(x^t, y^t) = 1$. Se $D_o^t(x^t, y^t) < 1$, a produção no instante t está no interior da fronteira tecnológica e (x^t, y^t) não é tecnologicamente eficiente. A função de distância mede o grau de ineficiência técnica.⁹

Conforme Färe *et al.* (1994), a definição de Caves, Christensen e Diewert (1982) acerca do índice de produtividade de Malmquist pode ser representada pela seguinte média geométrica de dois quocientes de funções de distância-produto:

$$M_o(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \sqrt{\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)}} \quad (2)$$

7 Funções de distância são representações funcionais de tecnologias multiprodutos e multiinsumos que requerem dados somente de quantidades. (Spitzer, 1997).

8 Esse item baseia-se nas exposições de Färe *et al.* (1994), Mao e Koo (1996) e de Hossain e Bhuyan (2000).

9 A função de distância-produto para o período $t+1$ pode ser obtida a partir de (1), substituindo-se t por $t+1$.

Esse índice emprega, portanto, funções de distância de dois diferentes períodos ou tecnologias, $D_0^t(\dots)$ e $D_0^{t+1}(\dots)$, dois pares de vetores insumo-produto, (x^t, y^t) e (x^{t+1}, y^{t+1}) , e pode ser decomposto em dois componentes:

$$M_o(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \sqrt{\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \frac{D_o^t(x^t, y^t)}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)}} \quad (3)$$

O quociente fora da raiz em (3) [$E(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t)$] é um índice de mudança na eficiência relativa (eficiência técnica) sob retornos constantes à escala (ou seja, a mudança na distância de determinada produção observada em relação à produção potencial máxima) entre os períodos t e $t+1$. A média geométrica em (3) [$T(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t)$] é um índice de mudança técnica (progresso tecnológico), que representa o deslocamento da fronteira tecnológica entre os dois períodos de tempo avaliado sob os vetores de insumos x^t e x^{t+1} . A decomposição do índice de Malmquist permite identificar as contribuições de mudanças de eficiência e de inovações tecnológicas para a PTF. Índices de Malmquist maiores do que 1 indicam crescimento de produtividade, enquanto valores menores do que 1 apontam para declínio de produtividade.

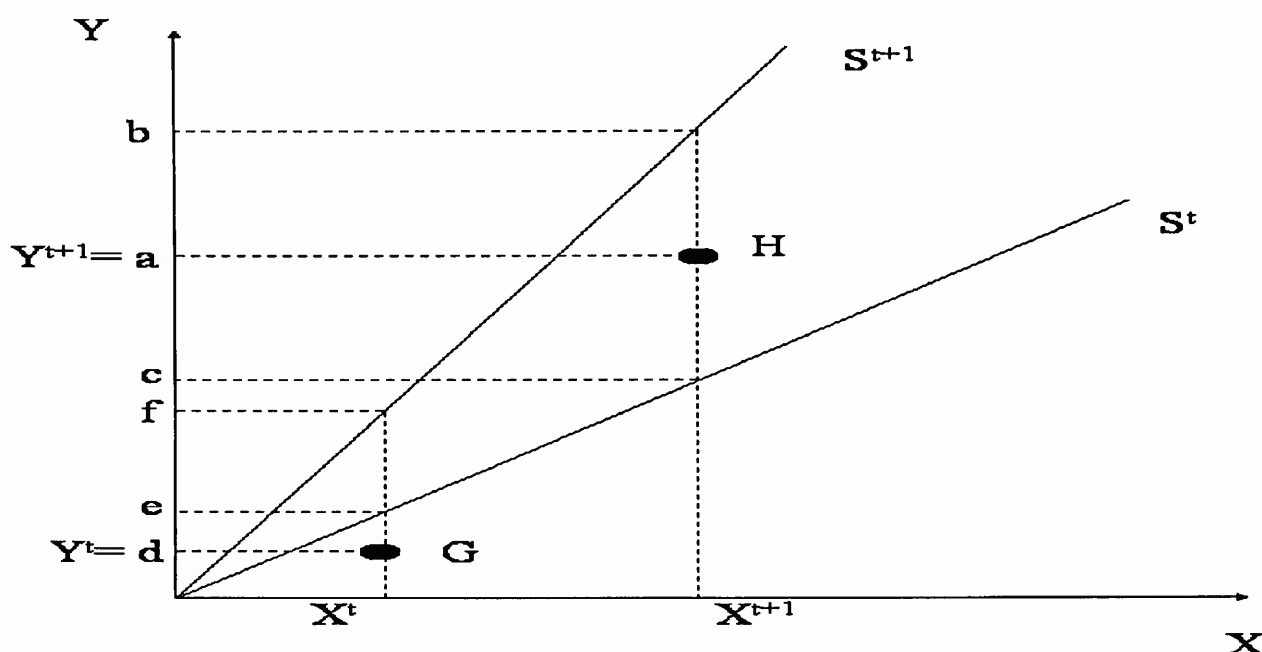
Uma ilustração do índice de Malmquist é apresentada na Figura 1, onde as tecnologias referentes aos períodos t e $t+1$ são representadas por S^t e por S^{t+1} . Ambos os vetores de insumo-produto (x^t, y^t) e (x^{t+1}, y^{t+1}) são factíveis nos períodos de tempo correspondentes, mas (x^{t+1}, y^{t+1}) não pertence a S^t . No gráfico, $D_0^t(x^t, y^t) = Od/Oe$, enquanto $D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) = Oa/Ob$. Os pontos G e H representam, respectivamente, produções abaixo das fronteiras dos períodos t e $t+1$ e, portanto, tecnicamente ineficientes.

O índice de mudança na eficiência é representado por $EFCH = \frac{Oa}{Ob} \frac{Oe}{Od}$, e o índice

de mudança técnica é dado por $TECH = \sqrt{\frac{Oa}{Oc} \frac{Ob}{Oa} \frac{Od}{Oe} \frac{Of}{Od}} = \sqrt{\frac{Ob}{Oc} \frac{Of}{Oe}}$

Embora o índice de Malmquist seja teoricamente superior e menos restritivo que as outras alternativas de mensuração da PTF, não proporciona medidas acuradas de mudanças de produtividade em casos de retornos não-constantesc à escala.¹⁰

Figura 1
Índice de Produtividade de Malmquist Sob Retornos Constantesc à Escala



2.2 Análise de encapsulamento de dados (DEA)¹¹

A DEA é uma alternativa de construção de fronteiras de melhor prática, sem necessidade de especificação da tecnologia de produção, proposta por Charnes, Cooper e Rhodes (1978). A eficiência de uma determinada "unidade tomadora de decisões" é medida em relação a todas as outras unidades, com a restrição simples de que todas elas se encontram abaixo da fronteira eficiente ou, no máximo, sobre ela. (Seiford e Thrall, 1990).

Segundo o esquema proposto por Färe *et al.* (1994), a DEA pode ser utilizada para construir fronteiras de melhor prática, em cada período, para as diferentes tecnologias. Comparando-se cada observação (no caso, Unidade da Federação) à fronteira, obtém-se uma medida dos desvios de eficiência de cada ponto em relação à fronteira de melhor prática, bem como dos deslocamentos da própria fronteira (inovação ou tecnologia). As mudanças na PTF, de acordo com os índices de Malmquist, são obtidas pelo produto desses dois componentes.

¹⁰ O viés permanece mesmo com a imposição da restrição de retornos variáveis à escala descrita no final do próximo tópico (ver Tatjé e Lovell, 1995).

¹¹ Esse item baseia-se nas exposições de Färe *et al.* (1994) e de Mao e Koo (1996).

Em um caso geral com $k=1, \dots, K$ observações, produzindo $m=1, \dots, M$ produtos ($y_{k,m}^t$), utilizando $n=1, \dots, N$ insumos ($x_{k,n}^t$), em cada período de tempo $t=1, \dots, T$, e considerando-se retornos constantes à escala, a tecnologia de referência em cada instante do tempo pode ser representada pelo seguinte modelo DEA:

$$G^t = \left[\left(x^t, y^t \right) : y_m^t \right] \leq \sum_{k=1}^K z_k^t y_{k,m}^t$$

$$\sum_{k=1}^K z_k^t x_{k,n}^t \leq x_n^t \quad (4)$$

$$z_k^t \geq 0$$

onde z_k^t representa o peso de cada observação seccional específica. A assunção de retornos constantes à escala (RCE) pode ser relaxada impondo-se uma nova restrição para permitir retornos variáveis (RVE):

$$\sum_{k=1}^K z_k^t = 1 \quad (RVE) \quad (5)$$

O componente mudança de eficiência (ou eficiência técnica) calculado em relação à tecnologia com RCE pode, então, ser decomposto em um componente de mudança de eficiência pura (EPCH, calculado em relação à tecnologia com RVE) e em um componente de mudança de eficiência de escala (EECH) que representa as alterações nos desvios entre as tecnologias de RCE e RVE.

Para obter o índice de produtividade de Malmquist para a k -ésima observação, entre os períodos t e $t+1$, emprega-se o DEA para calcular quatro funções de distância: $D_0^t(x^t, y^t)$, $D_0^{t+1}(x^t, y^t)$, $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ e $D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$.

O modelo de programação linear empregado no cálculo das medidas de eficiência técnica para cada observação $k'=1, \dots, K$, pode ser expresso como:

$$\left[D_0^t \left(x_{k'}^t, y_{k'}^t \right) \right]^{-1} = \max \lambda^{k'} \quad (6)$$

sujeito às restrições

$$\lambda^{k'} y_{k',m}^t \leq \sum_{k=1}^K z_k^t y_{k,m}^t$$

$$\sum_{k=1}^K z_k^t x_{k,n}^t \leq x_{k',n}^t \quad (7)$$

$$\sum_{k=1}^K z_k^t = 1 \quad (RVE)$$

$$z_k^t \geq 0$$

O cálculo para $D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ é similar a (6) e (7), substituindo-se t por $t+1$. Para obter o índice de Malmquist e necessário também o cálculo de duas funções de distância cruzadas, calculadas comprando-se as observações de cada período com a fronteira de melhor prática do outro. Neste caso, as inversas das funções de distância cruzadas para $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$, referentes a cada observação k' , é obtida de:

$$\left[D_0^t(x_{k'}^{t+1}, y_{k'}^{t+1}) \right]^{-1} = \max \lambda^{k'} \quad (8)$$

sujeito às restrições

$$\lambda^{k'} y_{k',m}^{t+1} \leq \sum_{k=1}^K z_k^t y_{k,m}^t$$

$$\sum_{k=1}^K z_k^t x_{k,n}^t \leq x_{k',n}^{t+1} \quad (9)$$

$$\sum_{k=1}^K z_k^t = 1 \quad (RVE)$$

$$z_k^t \geq 0$$

O cálculo para $D_0^{t+1}(x^t, y^t)$ é similar a (8) e (9), substituindo-se t por $t+1$ e vice-versa.

Observe-se que, para mensurar as mudanças de escala, as inversas das funções de distância-produto de tecnologia sob RVE foram calculadas impondo (5) às restrições em (7) e (9). O índice de mudança técnica (TECH) é obtido em relação à tecnologia sob RCE. O

índice de mudança de eficiência de escala (EECH) em cada período de tempo é a razão da função de distância sob RCE pela função de distância sob RVE, enquanto que o índice de mudança de eficiência pura (EPCH),¹² para cada período, é a razão das funções de distância do próprio período, sob RVE. Com essas duas funções de distância com respeito à tecnologia sob RVE, a decomposição em (3) torna-se:

$$\begin{aligned} M_o(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) &= T(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) E(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) \\ &= TECH \times EFCH \\ &= TECH \times EPCH \times EECH \end{aligned} \quad (10)$$

2.3 Índices bilaterais e multilaterais de quantidade

Na construção das fronteiras que deram origem aos índices de Malmquist, tanto a produção agrícola quanto o uso de fatores, em nível de Unidade da Federação,¹³ foram representados por índices de quantidade, calculados por meio de fórmula agregativa ponderada. Isso conduz ao "problema dos números-índices", ou da escolha de determinada fórmula mais adequada para representar o problema em questão. Tradicionalmente, a comparação entre as diversas fórmulas existentes era feita com base nos testes lógicos definidos por Fisher (1922), em seu texto clássico.¹⁴ Mais recentemente, além da necessidade de atualização constante da base de ponderação (aproximação discreta à integral de Divisia), vem merecendo destaque o estudo das relações entre especificações funcionais admitidas pela análise econômica e fórmulas de números-índices.¹⁵ Diewert (1976) definiu como flexível uma forma funcional agregativa que possibilite uma aproximação até segunda ordem, de uma função linear homogênea arbitrária, que possua derivadas primeira e segunda; chamou de superlativa uma fórmula de números-índices exata (isto é,

12 Que mede as mudanças de eficiência técnica sob a suposição de uma tecnologia de RVE. (Fulginiti e Perrin, 1997).

13 Para tornar compatíveis os dados dos diferentes Censos Agropecuários foi necessário agregar os dados de Mato Grosso e de Mato Grosso do Sul e os de Goiás e Tocantins.

14 Esse enfoque, conhecido como axiomático, avalia os números-índices baseado no número de propriedades matemáticas desejáveis (axiomas) que são satisfeitas por determinada fórmula. (Fox, 2003). Detalhes sobre os testes clássicos de Fisher podem ser vistos em Silva e Carmo (1986).

15 O enfoque econômico estabelece uma relação exata entre as formas funcionais de números-índices e as subjacentes relações tecnológicas entre quantidades (ou preços) de produto e de insumo sob hipóteses de alocação eficiente de recursos. (Fujikawa e Camila, 1996). Avalia fórmulas de números-índices com base nas formas funcionais das funções agregativas das quais podem ser derivados. É conhecido como a relação exata entre a fórmula de números-índices e a função agregativa; quanto mais gerais as propriedades da forma funcional em termos da tecnologia que representa, mais forte a justificativa teórica para a fórmula de número-índice correspondente. (Fox, 2003).

consistente) para uma forma funcional flexível. Demonstrou que o índice de Törnqvist (também chamado de índice translog de Törnqvist-Theil) é exato para uma forma agregativa translog homogênea (e, portanto, superlativo) e que a fórmula de Fisher é exata para uma função agregativa quadrática de ordem dois homogênea (e, portanto, superlativa).

Como as fórmulas superlativas também se caracterizam por se aproximarem entre si até a segunda ordem (Diewert, 1976), o que limita a amplitude das variações medidas¹⁶ e se mantém mesmo para funções agregativas não-homotéticas (Diewert, 1978), a questão da escolha entre elas torna-se menos relevante.¹⁷ Entretanto, como em séries com ausência de dados, o emprego da fórmula de Törnqvist pode levar a consideráveis vieses de estimação,¹⁸ optou-se por utilizar a fórmula de Fisher.

Índices calculados para um período mais longo, em que se pode admitir a ocorrência de alterações substanciais na estrutura econômica, podem conter vieses significativos no caso da utilização de base fixa; para reduzi-los, pode-se montar as séries por um processo de encadeamento, com a atualização periódica da base de cálculo e, se possível, também da base de ponderação. (Silva e Carmo, 1986). Calculada com o encadeamento, a fórmula de Fisher pode ser representada por:

$$FQ_{0,n} = FQ_{0,1} \cdot FQ_{1,2} \cdot \dots \cdot FQ_{n-1,n} \quad (11)$$

onde FQ é o índice Fisher de quantidade, e os subscritos de 0 até n representam o período em análise.

Como as variáveis foram construídas em nível de Unidade da Federação, inicialmente foram obtidas, por meio dos índices de Fisher, 25 séries temporais, todas com base em 1970, representando as evoluções da produção e do uso de fatores em cada Unidade. Para transformá-las em um único painel de dados cotejáveis foi necessário efetuar algum tipo de comparação seccional entre as UFs. Neste caso, o uso de números-índices bilaterais, como o de Fisher, não é adequado porque comparações bilaterais não podem ser consistentemente encadeadas, uma vez que, em geral, não são transitivas. (Fujikawa e Camila, 1996). Dessa forma, procurou-se um método de comparações multilaterais capaz de permitir que os procedimentos de decomposição sejam invariantes com respeito à ordem de pares de localidades examinadas. Números-índices multilaterais são usados para compa-

16 Ver Silva e Carmo (1986) para uma constatação empírica com dados do Estado de São Paulo.

17 Destaque-se que, de acordo com Diewert (1993b), considerando-se os enfoques axiomático e econômico à teoria dos números-índices, o índice de Fisher é provavelmente a melhor forma funcional conhecida.

18 Uma análise desse problema enfocando o uso de dados dos Censos Agropecuários pode ser vista em Vicente, Anafalos e Caser (2001b).

rações de preço, produto, insumos e produtividade entre entidades econômicas, como países. Eles satisfazem o requerimento de circularidade (transitividade), pelo qual os mesmos resultados são obtidos se duas localidades forem diretamente comparadas, ou indiretamente, por meio de suas relações com outras localidades. (Fox, 2003).

Um dos métodos mais conhecidos entre os empregados para comparações multilaterais é o índice EKS, desenvolvido independentemente por Eltetö e Köves e também por Szulc, em artigos publicados em 1964, a partir da proposição efetuada por Gini em 1931. (Diewert, 1999). O método EKS propicia comparações transitivas e, adicionalmente, fornece o menor desvio em relação aos resultados de índices bilaterais de Fisher. Como o índice de Fisher é considerado ideal devido às suas propriedades desejáveis, o método EKS tem a vantagem de preservar, tanto quanto possível, as qualidades do índice de Fisher em um contexto multilateral. (Rao e Timmer, 2003).¹⁹

Caves, Christensen e Diewert (1982) demonstraram justificativas econômicas para o índice translog multilateral (comumente referido como CCD), baseados em resultados de índices translog bilaterais, e popularizaram seu uso em comparações multilaterais, relegando o EKS a um segundo plano em estudos no contexto da produção. (Fox, 2003). O procedimento EKS voltou a despertar interesse após sua adoção pela Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OECD), na década de 1990, como método adicional no cálculo de comparações internacionais de PIB. (Rao e Timmer, 2003).

Recentemente, Fox (2003) demonstrou que o índice multilateral EKS de quantidade de produto pode ser derivado de uma função flexível, não separável e que permite diferenças de produtividade não-neutras entre localidades.²⁰ Este resultado fornece forte fundamentação econômica ao emprego desse método de comparação multilateral,²¹ uma vez que aquele autor concluiu que a tecnologia subjacente ao índice EKS é geral e flexível o suficiente para permitir aproximações próximas à verdadeira tecnologia que, em geral, é desconhecida. Portanto, o índice EKS não pode ser considerado inferior ao CCD do ponto de vista de fundamentação econômica.

Caves, Christensen e Diewert (1982) argumentaram que o índice CCD é uma alternativa atraente para comparações seccionais e para painéis de dados, mas não necessariamente

19 No caso dos índices multilaterais não é possível concluir que determinada fórmula seja superior às demais conhecidas pelo enfoque axiomático. Não obstante, o índice EKS figura sempre entre os métodos dominantes, ou seja, que atendem ao maior número de testes importantes, conforme, por exemplo, os estudos de Diewert (1993a, 1999) e de Armstrong (2001, 2003).

20 Demonstrações similares para comparações de insumos e de produtividade podem ser vistas em Fox (2000).

21 Armstrong (2001) conseguiu justificar, com base em teoria econômica, o uso de alguns métodos multilaterais de comparações (no contexto da teoria do consumidor), incluindo o EKS.

te preferível a índices bilaterais encadeados para comparações temporais. Isto porque a cronologia provê uma ordem natural para séries temporais que não existe em séries seccionais ou em painéis. Entretanto, Karshenas (2002) ponderou que o uso do índice CCD na construção de séries de dados de painel multilaterais pode ser problemático: com o tempo, e o aparecimento de novas observações, todo o painel de dados tem que ser recalculado, criando problemas para comparações históricas. A aplicação desse método a painéis de dados provavelmente introduzirá vieses nas taxas de crescimento em nível das localidades. Considerou mais adequado aplicar o método de comparação multilateral a determinado ano base e extrapolar o componente temporal do painel com base em números índices (bilaterais) encadeados.

Nessa mesma linha, Hill (2003) concluiu que a aplicação convencional de métodos multilaterais a painéis de dados viola todos os critérios de fixidez temporal, fixidez espacial, consistência temporal, consistência espacial e deslocamento temporal; considerou, ainda, que os critérios temporais são mais importantes no caso de painéis de dados. Uma das seis abordagens testadas pelo autor, a TCG (temporally-consistent graph), que combina uma única comparação multilateral espacial (seccional) com comparações temporais encadeadas cronologicamente, garante consistência temporal e fixidez temporal, embora viole o critério de consistência espacial, com os pontos mais distantes da base de comparação multilateral apresentando, geralmente, os maiores problemas de aderência espacial.

Em consonância com os resultados desses estudos, decidiu-se empregar o índice EKS para efetuar comparações de produção e de uso de fatores, entre as UFs, para o último ano da série disponível (1995) e, por meio de mudanças de base, utilizar os resultados dos índices Fisher para representar as evoluções de produção e uso de fatores entre 1970 e 1995.

Formalmente, comparações entre as localidades k e l efetuadas com o uso de índices EKS de quantidades (produções ou uso de fatores) podem ser representadas por (Fox, 2003):

$$EKS_{k,l} = \prod_{s=1}^S \left(\frac{Q_F(p^s, p^k, y^s, y^k)}{Q_F(p^s, p^l, y^s, y^l)} \right)^{1/S} \quad (12)$$

onde p é um vetor de preços, y o correspondente vetor de quantidades (produtos ou fatores de produção), os subscritos k , l e s referem-se às localidades e Q_F são índices Fisher bilaterais de quantidade calculados entre as localidades.

Portanto, o índice EKS (multilateral) de cada localidade é a média geométrica dos índices Fisher (bilaterais) calculados entre ela e todas as demais localidades.²²

Uma vez que a construção das fronteiras via DEA – e, em consequência, o cálculo dos índices de Malmquist – é sensível à especificação e à agregação das quantidades, foram efetuadas três simulações. Na primeira, os fatores de produção foram agregados em um único índice englobando terra, trabalho, máquinas, fertilizantes, defensivos e sementes e mudas.²³ Na segunda simulação foram considerados índices de uso de três fatores de produção: terra, trabalho e outros insumos (um índice agregado de máquinas, fertilizantes, defensivos e sementes e mudas). Por último, na terceira simulação, os seis insumos foram considerados separadamente.²⁴ Embora esse último nível, que envolve dados menos agregados, seja preferível em princípio, a construção de índices de uso de máquinas, fertilizantes, defensivos e sementes e mudas exige graus de interferência crescente, estando, portanto, mais sujeita a vieses durante o cálculo. A importância dos eventuais vieses tende a diminuir quando as quantidades de insumos de menor importância na estrutura de gastos são agregadas às dos principais fatores de produção.

Índices de Malmquist podem ser obtidos por meio da DEA sem a necessidade de informações de preços. Todavia, embora do ponto de vista da demanda o arroz ou a soja, por exemplo, produzidos em Goiás ou no Rio Grande do Sul possam ser produtos semelhantes, os resultados econômicos dessas produções diferem para os agricultores. De forma similar, os processos de escolha dos fatores de produção empregados em distintas UFs variam em função das condições locais. As diferenças absolutas dos preços pagos e recebidos pelos produtores entre as UFs, bem como as diferenças de preços relativos dos

22 Aplicações de índices multilaterais a dados agrícolas são bem menos frequentes do que as análises baseadas em índices bilaterais. Ball, Butault e Nehring (2001), empregando índices EKS (multilaterais) e índices Fisher (bilaterais), concluíram que no período 1960-96 todos os estados norte-americanos apresentaram taxas de crescimento de PTF positivas e elevadas na agricultura. Entretanto, observaram elevada variabilidade entre estados, que resultou em substanciais mudanças no *ranking* de produtividade agrícola. Thirtle e Holding (2003) utilizaram índices EKS multilaterais para comparar a PTF da agricultura de 10 países da Comunidade Européia (EC-10) com a dos EUA. Concluíram que a PTF média dos EC-10 em 1973-75 atingia 77% da dos EUA, e que em 1991-93 caíra para 67% da PTF da agricultura norte-americana.

23 Nesse caso, com o problema reduzido a um produto e um insumo, o índice de Malmquist coincide com um índice Fisher de PTF, obtido pelo quociente do índice de quantidade produzida pelo índice de uso de fatores. Mais ainda, o índice de mudança técnica, em cada ponto do tempo, resulta igual para todas as observações e as diferenças de PTF encontradas devem-se exclusivamente a mudanças de eficiência.

24 Os índices EKS de produção e de uso de fatores, para 1995, podem ser vistos na Tabela A1 apresentada em Anexo. As evoluções dessas quantidades, em nível de UFs, para o período 1970-95, estimadas com base em índices Fisher, encontram-se em Vicente, Anfalos e Caser (2001a).

produtos e dos fatores de produção nas UFs, são desconsideradas caso os índices de Malmquist sejam obtidos por meio de fronteiras construídas com o emprego simplesmente de quantidades produzidas e de fatores utilizados.²⁵

Contornar esse problema com o emprego de valores da produção e de despesas com os fatores utilizados insere na análise o risco de mensurar mais as alterações nos preços do que as mudanças nas quantidades.

O uso de índices de quantidades de produto e de fatores de produção representa, provavelmente, a mais importante diferença entre o presente estudo e cálculos anteriores de índices de Malmquist empregando a DEA e dados dos Censos Agropecuários, em que foram utilizados, via de regra, valor da produção e gastos com diferentes insumos.

O *software* utilizado para o cálculo dos índices de Malmquist, ano a ano, foi o DEAP versão 2.1. (Coelli, 1996). Em seguida, uma vez que as medidas de produtividade de Malmquist – bem como seus componentes – são multiplicativos (Färe *et al.*, 1994; Mao e Koo, 1996), os índices foram encadeados para representar o período 1970 a 1995.

3 Descrição dos dados utilizados

Os índices de produção (quantidade produzida) foram construídos utilizando dados em nível de cultura, referentes às áreas, produções e preços recebidos, para as lavouras de algodão (arbóreo e herbáceo), amendoim, arroz, banana, batata, cacau, café, caju, cana, cebola, coco, feijão, fumo, juta, laranja, malva, mamona, mandioca, milho, pimenta do reino, sisal, soja, tomate, trigo e uva. Destas culturas, as que não foram levantadas nos Censos Agropecuários de 1970 e 1975, bem como eventuais lacunas nos demais anos, foram preenchidas, sempre que possível, com dados do Anuário Estatístico do Brasil (1971, 1978, 1984 e 1989). Os preços dos diferentes produtos tiveram como fonte a Fundação Getúlio Vargas (FGV) e o IEA.

Para diminuir vieses nos índices de produtividade, tanto os índices de quantidade produzida quanto os de uso de fatores foram calculados utilizando-se dados das classes econômicas agricultura e agropecuária (1970 a 1985), ou lavoura temporária, lavoura permanente e produção mista (1995).²⁶

25 Ressalte-se que, no caso dos dados dos Censos Agropecuários, para a maioria dos insumos as quantidades não estão disponíveis.

Os fatores de produção considerados foram: terra, trabalho, máquinas, fertilizantes, defensivos e sementes e mudas. Os preços utilizados tiveram como fonte a FGV e o IEA.

O índice de uso de terra foi obtido a partir das áreas cultivadas e dos preços de arrendamento por hectare.²⁷

O uso de trabalho foi construído com base nas informações sobre pessoal ocupado (responsáveis e membros da família, empregados permanentes, empregados temporários, parceiros e outras condições), considerando-se como remuneração, para todas as categorias, o salário médio de mensalistas.

Para o fator máquinas partiu-se dos estoques de tratores e colhedoras existentes nos imóveis rurais, transformados em fluxos de serviços utilizando-se a fórmula desenvolvida em Yotopoulos (1967):²⁸

$$R_i = rV_i^{T_i} / 1 - e^{-rT_i} \quad (13)$$

onde R_i é o fluxo anual constante de serviços do i -ésimo ativo, $V_i^{T_i}$ é seu valor original de mercado (não depreciado), T_i é sua expectativa de vida (21 anos), r é a taxa de desconto (igual à da caderneta de poupança). O valor original de mercado das máquinas, em nível de Unidade da Federação, foi calculado a partir dos preços de tratores novos, que foram ponderados pelas diversas faixas de potência discriminadas nos Censos Agropecuários para encontrar um valor médio em nível de Unidade da Federação. Esses valores permitiram a obtenção de preços médios em nível nacional, que foram comparados aos estimados por Barros (1999) para os preços dessas máquinas no estado em que se encontravam nos anos dos Censos Agropecuários. A razão de preços no estado “atual”/preços médios de tratores novos forneceu um fator que foi aplicado aos valores médios das máquinas novas nas Unidades da Federação. Combustíveis foram representados pelas despesas com combustíveis declaradas nos Censos Agropecuários, e pelos preços médios do óleo diesel (quantidade = despesas/preço).

26 Caso pecuária e silvicultura fossem considerados, não haveria como separar os fatores de produção empregados especificamente nas lavouras dentro dessas classes econômicas.

27 Para esse e os outros fatores considerados, eventuais lacunas de preços em nível estadual foram completadas com médias da região geográfica correspondente ou, quando essa informação não estava disponível, a partir das variações de preços em nível nacional.

28 Esse método foi utilizado também por Vicente (1997).

O índice de uso de fertilizantes foi calculado a partir das despesas declaradas com fertilizantes e corretivos, e do preço da fórmula 04 – 14 – 08 (obtido por meio dos preços de sulfato de amônia, superfosfato simples e cloreto de potássio em nível de UF).

Índices de uso de defensivos foram construídos com base nas despesas declaradas pelos imóveis rurais com defensivos ou agrotóxicos, e dos preços de Folidol 60% (inseticida), Benlate 50% (fungicida) e Tordon 101 (herbicida). Nos anos mais remotos, os preços desses produtos foram estimados com base em sua relação com o preço do inseticida Aldrin 5% nos períodos em que as séries se sobrepunham. A proporção de gastos com esses grupos de produtos (inseticidas, fungicidas e herbicidas) seguiu os dados de consumo aparente desses produtos, em nível nacional, divulgados pela Associação Nacional de Defensivos Agrícolas (ANDEF) e pelo Sindicato da Indústria de Defensivos Agrícolas do Estado de São Paulo (SINDAG).

As despesas declaradas com sementes e mudas embasaram a construção do índice de uso desse fator. Devido à inexistência de dados referentes às quantidades utilizadas de sementes nas diferentes culturas nas Unidades da Federação, um preço médio foi estimado a partir dos preços de sementes de algodão, alho, arroz, batatinha, cebola, feijão, milho híbrido, soja, sorgo e trigo, ponderados pelas quantidades recomendadas por hectare (Pedro Jr., 1987) e pelas áreas cultivadas com essas lavouras em nível de Unidade da Federação. Embora existam dados de preços de mudas de café e laranja, estes não foram considerados, tanto pela ausência de informações sobre áreas plantadas nos anos dos Censos Agropecuários quanto pelas características intrínsecas às culturas perenes, em que os retornos ocorrem anos após os investimentos.²⁹

4 Resultados e discussão

No período 1970 a 1995 a PTF da agricultura brasileira, setor de lavouras, cresceu 62%, de acordo com os cálculos dos índices de Malmquist.³⁰ O principal componente desse crescimento foi o índice de mudança técnica (progresso tecnológico), que aumentou 35% (Tabela 1).

29 Dados do período 1970 a 1995, referentes à produção das lavouras, ao uso de fatores, e aos preços recebidos e pagos, em nível nacional, encontram-se nas Tabelas A2 e A3 no Anexo.

30 As discussões baseiam-se nas médias geométricas das medidas obtidas nas três simulações de agregados de insumos descritas anteriormente.

Tabela 1
Evolução da Produtividade Total de Fatores e de seus Componentes,
Setor de Lavouras, Brasil, 1970-95⁽¹⁾

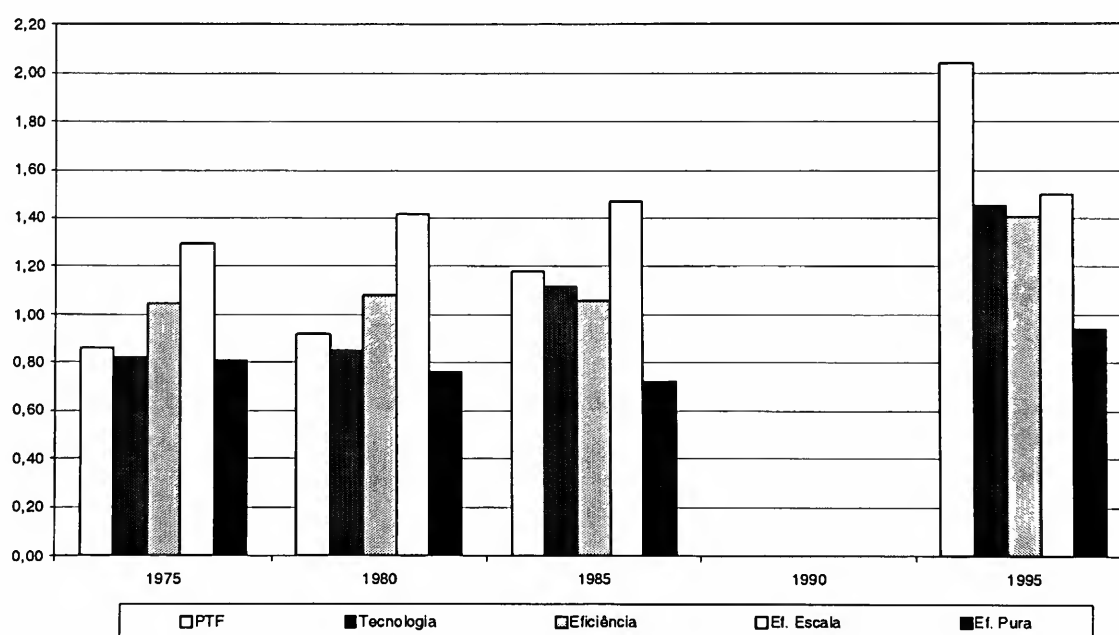
Unidade da Federação / Região	Índice de Malmquist (PTF)	Mudança Técnica (TECH)	Mudança de Eficiência (EFCH)	Mudança de Ef. Pura (EPCH)	Mudança de Escala (EECH)
Alagoas	1,79	1,14	1,57	1,36	1,15
Bahia	0,81	0,94	0,86	0,60	1,44
Ceará	2,38	0,78	3,06	1,87	1,63
Paraíba	2,84	0,92	3,07	2,21	1,39
Pernambuco	1,77	1,04	1,70	1,09	1,56
Piauí	1,35	0,50	2,71	2,15	1,26
Rio Grande do Norte	1,22	1,02	1,20	1,12	1,08
Sergipe	1,77	0,99	1,79	1,85	0,97
Maranhão	0,50	0,40	1,23	0,66	1,85
Nordeste	1,35	0,95	1,42	0,92	1,53
Acre	0,23	0,33	0,68	0,63	1,08
Amazonas	0,89	0,99	0,90	1,70	0,53
Amapá	0,16	0,29	0,54	0,55	0,98
Pará	1,23	0,80	1,55	1,38	1,13
Roraima	0,63	0,78	0,81	0,48	1,68
Rondônia	0,76	0,63	1,22	1,07	1,14
Norte	0,67	0,70	0,96	0,71	1,35
Distrito Federal	1,64	1,36	1,21	1,14	1,06
Goiás + Tocantins	1,78	1,51	1,18	0,93	1,26
Mato Grosso+Mato Grosso do Sul	2,92	1,47	1,99	1,72	1,16
Centro-Oeste	2,04	1,45	1,41	0,94	1,50
Minas Gerais	1,67	1,21	1,39	0,94	1,48
Espírito Santo	1,23	1,25	0,98	0,98	1,00
Rio de Janeiro	0,88	1,45	0,61	0,64	0,95
São Paulo	2,09	2,09	1,00	1,00	1,00
Sudeste	1,61	1,53	1,05	1,00	1,05
Paraná	2,15	1,55	1,38	1,06	1,30
Santa Catarina	1,32	1,24	1,06	0,76	1,38
Rio Grande do Sul	1,35	1,67	0,80	0,76	1,06
Sul	1,67	1,57	1,06	0,94	1,13
BRASIL	1,62	1,35	1,20	1,00	1,20

(¹) Médias geométricas das três simulações de diferentes agregados de fatores de produção. Índices calculados ano a ano e, em seguida, encadeados.

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Entre as Unidades da Federação (UFs), e mesmo entre as regiões, a variabilidade dos índices calculados é elevada. O Centro-Oeste experimentou a maior elevação de PTF (+104%), principalmente em Mato Grosso + Mato Grosso do Sul (+192%). Nessa região, o elevado crescimento do índice de mudança técnica (+45%) foi acompanhado pelo aumento da eficiência³¹ (+41%), quase que completamente relacionado à eficiência de escala (+50%)³²; Goiás (incluindo Tocantins) apresentou o maior índice de crescimento de mudança técnica (+51%) da região. No Centro-Oeste o índice de mudança técnica (progresso tecnológico) apresentou nítida tendência crescente desde 1980, enquanto que o índice de mudança de eficiência (eficiência técnica), estagnado entre 1975 e 1985, aumentou entre 1985 e 1995, resultando em acentuadas e crescentes elevações de PTF no período (Figura 2).

Figura 2
Evolução dos Índices de Malmquist, Região Centro-Oeste



As regiões Sul e Sudeste apareceram em seguida, com crescimentos de PTF bastante próximos (+67% e +61%, respectivamente), e onde os Estados do Paraná e de São Paulo ocuparam o quarto e quinto postos de maior crescimento entre todas as UFs (+115% e +109%, respectivamente). Nessas duas regiões predominou o índice de mudança técnica (respectivamente, +57% e +53%), mas é interessante destacar que o Sul sofreu queda no índice de eficiência pura (-6%), em virtude dos resultados de Santa Catarina e Rio Gran-

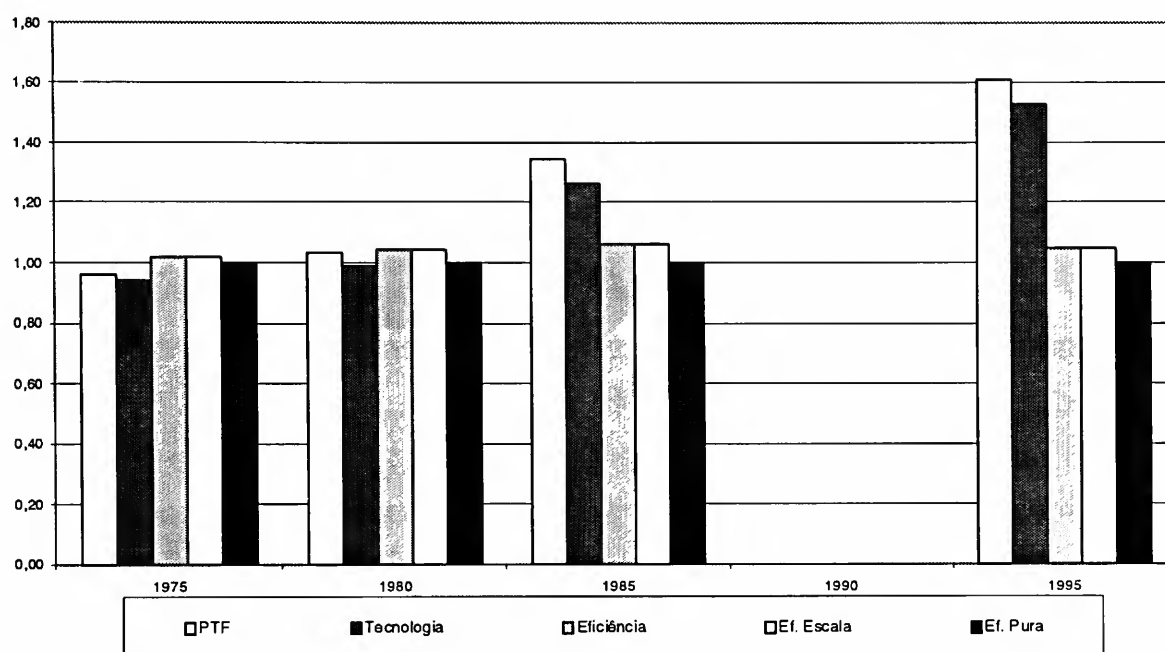
31 Observe-se que índices de mudança de eficiência acima de 1 são indicadores da existência de ineficiência técnica em períodos anteriores.

32 Na região Centro-Oeste, onde, ao lado de grande heterogeneidade na importância relativa das UFs na produção e no uso de fatores, se verificou elevada diversidade no crescimento da quantidade produzida, o índice de mudança de escala em nível de região supera os calculados individualmente para as UFs.

de do Sul. São Paulo, por sua vez, apresentou o maior índice de mudança técnica entre as UFs (+109%), responsável por toda a variação observada na PTF.

Na região Sudeste o índice de mudança de eficiência cresceu até 1985, e permaneceu praticamente constante desde então.³³ Já o índice de mudança técnica apresentou tendência de crescimento superior à de eficiência desde 1975, tornando-se o principal componente da elevação da PTF entre 1985 e 1995 (Figura 3).

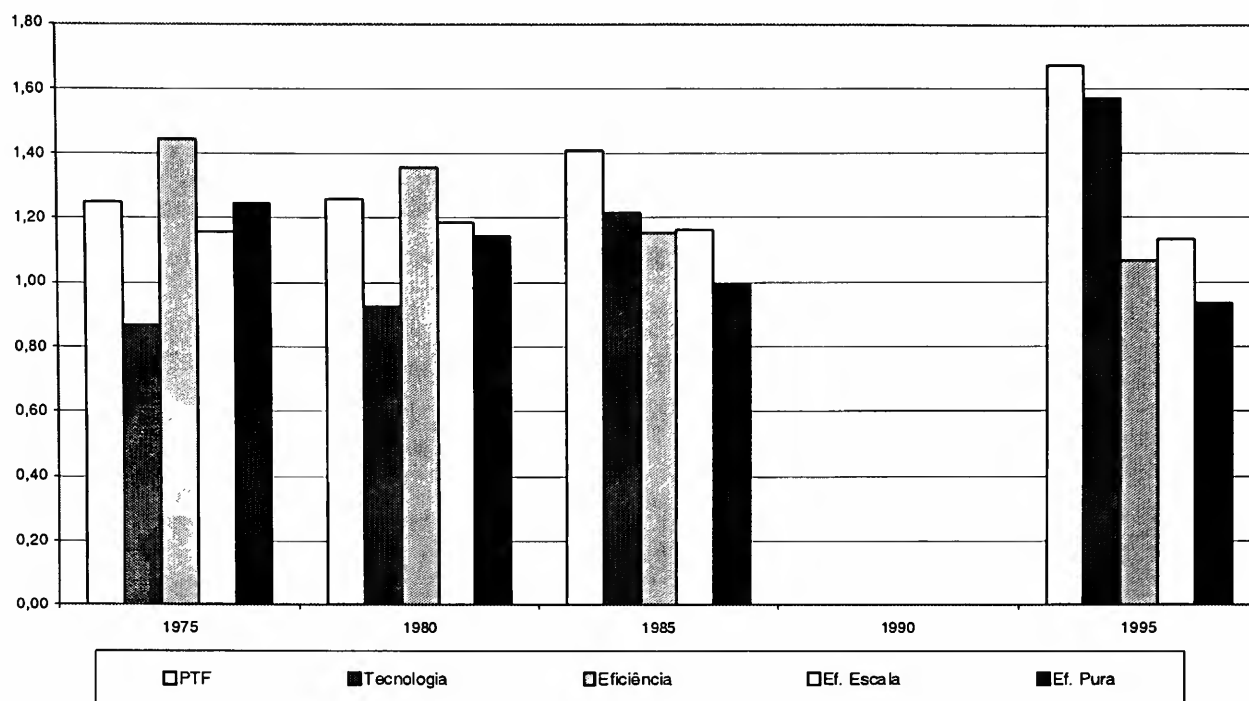
Figura 3
Evolução dos Índices de Malmquist, Região Sudeste



A queda no índice de eficiência ocorrida na região Sul a partir de 1975 foi mais do que compensada pelo crescimento do índice de mudança técnica, resultando, como no Sudeste, em curva de PTF crescente em todo o período analisado, algo semelhante à de mudança técnica (Figura 4).

33 Observe-se que, nessa região, o índice de eficiência técnica coincide com o de mudança de escala (eficiência de escala), uma vez que o índice de eficiência pura não se alterou entre 1970 e 1995.

Figura 4
Evolução dos Índices de Malmquist, Região Sul



O comportamento das regiões Nordeste e Norte apresenta certa similaridade, apesar do crescimento da PTF da primeira (+35%) e da queda na PTF da segunda (-33%): observa-se, em ambas, quedas nos índices de mudança técnica. No Nordeste, as diminuições nos índices de eficiência pura foram mais do que compensados pelos aumentos nos índices de escala. Os indicadores mostraram significativas diferenças entre os Estados da região: Paraíba,³⁴ Ceará, Alagoas, Pernambuco e Sergipe apresentaram crescimento de PTF superior à média nacional, enquanto que os índices calculados para Maranhão e Bahia foram negativos. Ganhos em mudança técnica verificaram-se apenas em Alagoas, Pernambuco e Rio Grande do Norte.

Tanto na região Nordeste quanto na região Norte, a involução tecnológica ocorreu até os anos 1980, com índices crescentes de mudança técnica desde então. O aumento acentuado do índice de mudança de eficiência ocorrido no Nordeste até 1985 foi o responsável pela elevação da PTF; no Norte, embora a recuperação de eficiência não tenha sido suficiente para compensar a queda do índice de mudança técnica do primeiro período, observa-se tendência de crescimento da PTF desde 1980 (Figuras 5 e 6).

34 Vicente, Anfalos e Caser (2001a) também encontraram elevados índices de crescimento de PTF – calculada pela razão de índices Fisher – para a Paraíba. Entretanto, esses autores atribuíram tal resultado a problemas de levantamento do último Censo, já que analisando o comportamento das lavouras individualmente perceberam que o expressivo crescimento da produção de cana-de-açúcar foi acompanhado de aumento também considerável na área colhida. Não obstante, tanto a área total com lavouras permanentes e temporárias quanto o número de pessoas ocupadas, nas classes/grupos de atividade econômica considerados, diminuíram abruptamente.

Figura 5
Evolução dos Índices de Malmquist, Região Nordeste

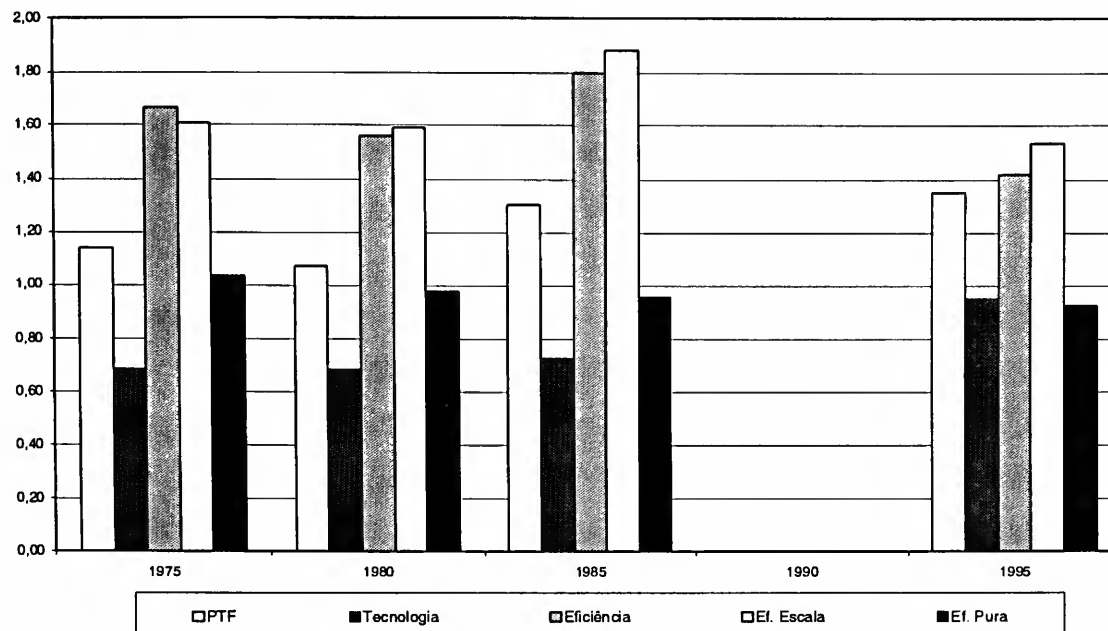
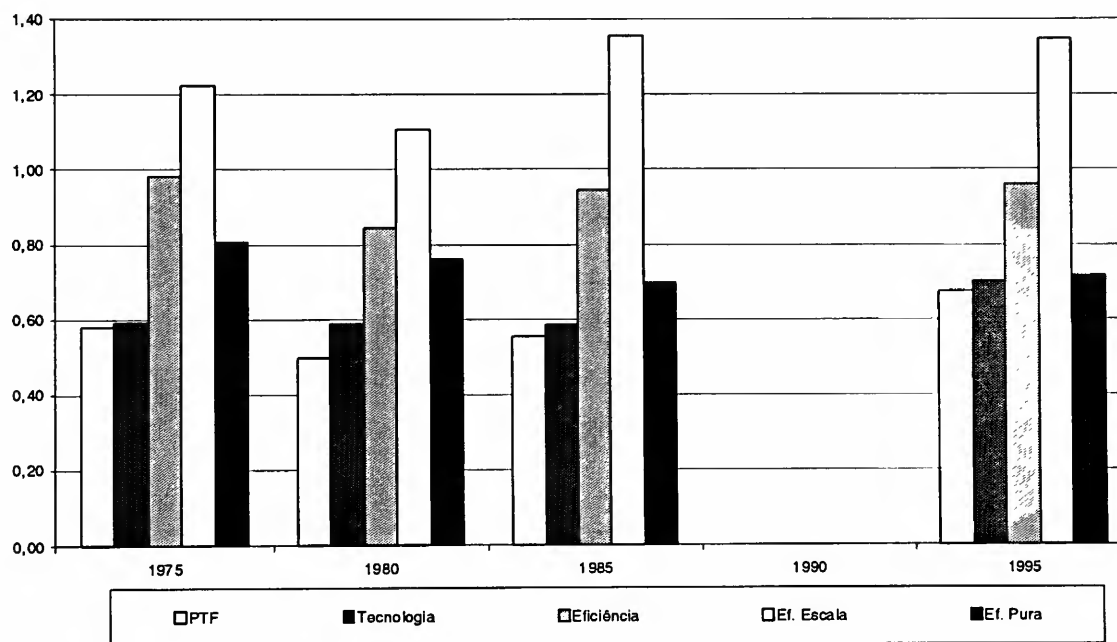


Figura 6
Evolução dos Índices de Malmquist, Região Norte



A nítida prevalência dos índices de mudança técnica nas regiões de agricultura mais desenvolvida do Sudeste e do Sul do País e a predominância dos índices de mudança de eficiência nas regiões de agricultura menos desenvolvida são resultados consistentes com

os obtidos por Fulginiti e Perrin (1997) e por Taskin e Zaim (1997); esses últimos autores destacaram a relação positiva e significativa entre renda *per capita* e mudança técnica.

Regressão tecnológica (índice de mudança técnica menor do que 1) foi observada por Rao e Coelli (1998) em 1/3 dos pontos do período 1980-1995, para um agregado de 97 países. Mais de 1/3 dos países analisados experimentaram quedas de PTF no período, e quase a metade deles, regressão tecnológica.

Entre 1961 e 1985, a constatação de quedas de produtividade e regressão tecnológica na agricultura de diversos países em desenvolvimento surpreendeu Fulginiti e Perrin (1997), uma vez que o período engloba a Revolução Verde, e que localidades como a Tailândia e o Paquistão – onde ocorreu intensa adoção de variedades mais produtivas de arroz e trigo – encontram-se entre as que retrocederam. Os autores destacaram que, embora eventualmente associados à sensibilidade da DEA a erros de medida, esses resultados concordavam com os obtidos anteriormente em uma abordagem paramétrica. (Fulginiti e Perrin, 1993).

Nas regiões brasileiras em que os índices indicaram regressão tecnológica, Nordeste e Norte,³⁵ é provável que deficiências de infra-estrutura e a conhecida distribuição assimétrica do crédito rural tenham dificultado o acesso e o uso eficiente dos insumos modernos. Entretanto, como destacado por Fulginiti e Perrin (1993, 1997) – em consonância com a hipótese de Schmookler-Lucas, de que o nível de inovação depende dos preços de produtos e de insumos –, as evidências empíricas indicam que a produtividade corrente depende dos preços pretéritos. Entre 1970 e 1985, conforme Vicente, Anefalos e Caser (2001c), Norte e Nordeste foram as regiões que sofreram as maiores deteriorações nas relações de troca da agricultura (índices de paridade e termos de troca de fatores), o que pode ter resultado em desempenho desfavorável da PTF dessas regiões, quando comparadas às demais regiões do País.

No caso do Centro-Oeste, o processo mais recente de ampliação da parcela da agricultura moderna e altamente mecanizada provavelmente realçou a tendência de predominância dos índices de mudança técnica; todavia, comprovações empíricas dessa suposição só poderão ser feitas quando dados mais novos estiverem disponíveis.

Segundo Arnaud (1994), diminuições na PTF em países em desenvolvimento costumam estar associadas a elevações significativas nas produtividades parciais de fatores tradicionais (terra e trabalho). Todavia, Mao e Koo (1996) mostraram que os maiores

35 Nessa última região o índice de PTF indica também queda de produtividade.

crescimentos de PTF na agricultura chinesa, no período 1984 a 1993, ocorreram nas províncias tecnologicamente mais avançadas, que também apresentaram as maiores elevações nas produtividades parciais de terra e trabalho. Complementando-se os resultados do presente estudo com os obtidos por Vicente, Anefalos e Caser (2001a) para as produtividades parciais de terra e trabalho, observa-se que, também no Brasil, as regiões que apresentaram os maiores crescimentos de PTF (Centro-Oeste, Sudeste e Sul) experimentaram os maiores aumentos nas produtividades parciais dos fatores tradicionais. No caso do Nordeste, as quedas na PTF ocorreram no Maranhão e Bahia, Estados também com os piores desempenhos regionais em relação àqueles índices de produtividades parciais.³⁶ Na região Norte, as diminuições de PTF foram acompanhadas de quedas ou crescimentos modestos nas produtividades parciais de terra e trabalho.³⁷

A evolução da PTF medida pelos índices de Malmquist mostrou níveis de crescimento menores do que os obtidos por Vicente, Anefalos e Caser (2001a), que utilizaram o quociente de índices Fisher de quantidade produzida por índices Fisher de uso de fatores. Em nível nacional, o índice de Malmquist para o período 1970-1995 é 17,0% menor; para as regiões variou entre -12,5% para o Sul e -39,4% para o Norte. Entre as Unidades da Federação, apenas Amazonas (+3,5%), Pará (+0,7%) e São Paulo (+0,2%) apresentaram crescimento de PTF maiores, segundo os índices de Malmquist, do que os calculados pela razão de índices Fisher. Färe e Grosskopf (1992) mostraram que apenas sob condições fortemente restritivas relativas a convexidade e eficiência alocativa as medidas de produtividade provenientes desses dois métodos seriam iguais. Balk (1993) demonstrou que sob pressuposições de retornos constantes à escala, maximização de lucros e eficiência alocativa, a razão de índices Fisher aproxima-se razoavelmente do índice de Malmquist; todavia, igualam-se somente em situações muito específicas e improváveis.

Medidas de produtividade obtidas por meio de fronteiras não-paramétricas e índices de Malmquist têm diversas vantagens em relação às fornecidas por quocientes de índices tipo Fisher ou Törnqvist: não existe a pressuposição de que todas as observações sejam eficientes, nem a necessidade de minimização de custos ou de maximização de lucros, além da possibilidade de decomposição em índices de mudança técnica e de mudança de eficiência. (Coelli, 1998).

36 Na Bahia o índice de produtividade da terra caiu cerca de 12% entre 1970 e 1995. (Vicente, Anefalos e Caser, 2001a).

37 Destaque-se que os Estados do Amapá, Acre e Amazonas foram as únicas UF's que sofreram quedas de produtividade parcial do trabalho entre 1970 e 1995, conforme Vicente, Anefalos e Caser (2001a).

5 Conclusões e considerações finais

A produtividade total de fatores do setor de lavouras da agricultura brasileira, medida pelo índice de Malmquist, cresceu 62% no período 1970-1995. Quatro das cinco regiões geográficas apresentaram crescimento de produtividade, com exceção da região Norte. A região Centro-Oeste experimentou a maior elevação de produtividade, seguida pelo Sul e pelo Sudeste. Entre as Unidades da Federação destacaram-se os índices de crescimento de produtividade do Mato Grosso (incluindo Mato Grosso do Sul), Paraíba, Ceará, Paraná, São Paulo, Alagoas e Goiás (incluindo Tocantins).

A decomposição do índice de Malmquist mostrou que o progresso tecnológico foi o principal responsável pelos incrementos de produtividade nas regiões de agricultura mais desenvolvida, Sudeste e Sul. Aumentos de eficiência técnica foram os efeitos dominantes nas regiões Nordeste e Norte.

Involução tecnológica foi observada nas regiões Norte e Nordeste associada ao período 1970-1980, apesar da reversão dessa tendência entre 1980 e 1995.

A razão dos índices EKS de produção pelos respectivos índices EKS de uso de fatores, calculados para 1995, mostra enormes diferenças nos níveis de produtividade total de fatores das Unidades da Federação. O índice atingido pelo Estado de São Paulo é de 3,3 a 15,2 vezes superior aos das UFs da região Nordeste, de 3,9 a 7,0 vezes maior do que os das UFs da região Norte, o dobro das das UFs do Centro-Oeste, de 2,1 a 2,5 vezes os índices das UFs da região Sul, e de 1,5 a 2,5 vezes superior aos índices de PTF dos demais Estados da região Sudeste. Esse resultado reflete, além das diferenças iniciais de produtividade em 1970, a heterogeneidade das taxas de crescimento da PTF no período 1970-1995.

Embora parte da desigualdade observada possa ser debitada às condições edafo-climáticas,³⁸ parece evidente que sem investimentos crescentes e continuados em pesquisa³⁹ e em extensão rural, mais bem adaptados às peculiaridades das regiões e lavouras caudatárias, as disparidades tendem a permanecer.

38 A esse respeito ver, por exemplo, Vicente, Anefalos e Caser (2003).

39 Araújo *et al.* (2003) estimaram elasticidades da PTF com relação aos investimentos em pesquisa agropecuária entre 0,81 e 0,98 para o Estado de São Paulo. De acordo com os resultados obtidos, cada real investido em pesquisa resultou em incremento de R\$ 10 a R\$ 12 no valor da produção.

Referências bibliográficas

- Anuário Estatístico do Brasil. Rio de Janeiro: IBGE, 1960, 1971, 1978, 1984 e 1989.
- Araújo, P. F. C. *et al.* *O crescimento da agricultura paulista e as instituições de ensino, pesquisa e extensão numa perspectiva de longo prazo*. São Paulo: FAPESP, 2003.
- Arcelus, F. J.; Arocena, P. Convergence and productive efficiency in fourteen OECD countries: a non-parametric frontier approach. *International Journal of Production Economics*, v. 66, n. 2, p. 105-117, jun. 30, 2000.
- Armstrong, K. G. Microeconomic foundations for the theory of international comparisons. *Journal of Economic Theory*, v. 101, p. 585-605, dec. 2001.
- _____. A restricted-domain multilateral test approach to the theory of international comparisons. *International Economic Review*, v. 44, n. 1, p. 31-86, feb. 2003.
- Arnaud, C. A. *Using data envelopment analysis to measure international agricultural efficiency and productivity*. Washington, D.C: USDA/Economic Research Service, feb. 1994. (Technical Bulletin no. 1831)
- Ball, V. E.; Butault, J. P.; Nehring, R. *U.S. agriculture, 1960-96: a multilateral comparison of total factor productivity*. Washington: United States Department of Agriculture, may 2001. (Technical Bulletin Number 1895)
- Balk, B. M. Malmquist productivity indexes and Fisher ideal indexes: comment. *The Economic Journal* v. 103, p. 680-682, may 1993.
- Barros, A. L. M. *Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995*. 1999. Tese (Doutorado), ESALQ/USP, Piracicaba.
- Battese, G. E. Frontier production functions and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. *Agricultural Economics*, v. 7, n. 3/4, p. 185-208, oct. 1992.
- Bauer, P. W. Recent developments in the econometric estimation of frontiers. *Journal of Econometrics*, v. 46, n. 1/2, p. 39-56, oct./nov. 1990.
- Caves, D. W.; Christensen, L. R.; Diewert, W. E. Multilateral comparisons of output, input, and productivity using superlative index numbers. *The Economic Journal*, v. 92, p. 73-86, mar. 1982.
- _____. The economic theory of index numbers and the measurement of input, output and productivity. *Econometrica*, v. 50, n. 6, p. 1393-1414, nov. 1982.

Censo Agropecuário. 1970, 1975, 1980, 1985, 1995-1996. Rio de Janeiro: IBGE, 1974, 1979, 1984, 1991, 1998.

Charnes, A.; Cooper, W.; Rhodes, E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.

Coelli, T. *A Guide to DEAP Version 2.1: a Data Envelopment Analysis (Computer) Program*. Armidale: University of New England/Department of Econometrics/Centre for Efficiency and Productivity Analysis, 1996. (CEPA Working Paper 96/08)

_____. *Productivity growth in Australian electricity generation: will the real TFP measure please stand up?* Armidale: University of New England/Department of Econometrics/Centre for Efficiency and Productivity Analysis, jun. 1998. (Paper presented to the International Conference on Public Sector Efficiency, UNSW, Sydney, November 17-18, 1997)

Coelli, T.; Rao, D. S. P.; Battese, G. E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1998.

Diewert, W. E. Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, v. 4, n. 2, p. 115-145, may 1976.

_____. Superlative index numbers and consistency in aggregation. *Econometrica*, v. 46, n. 4, p. 883-900, jul. 1978.

_____. Fisher ideal output, input and productivity indexes revisited. In: Diewert, W. E.; Nakamura A. O. (eds.), *Essays in index number theory*. Amsterdam: North-Holland, 1993a. (v. 1, ch. 13).

_____. Test approaches to international comparisons. In: Diewert, W.E.; Nakamura A. O. (eds.), *Essays in index number theory*. Amsterdam: North-Holland, 1993b. (v. 1, ch. 12).

_____. Axiomatic and economic approaches to international comparisons. In: Heston, A.; Lipsey, R. E. (eds.), *International and interarea comparisons of income, output and prices*. Chicago: National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, 1999, p. 13-87 (NBER and CRIW Studies in Income and Wealth 61)

Färe, R.; Grosskopf, S. Malmquist productivity indexes and Fisher Ideal indexes. *The Economic Journal*, v. 102, p. 158-160, jan.1992.

Färe, R. *et al.* Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review*, v. 84, n. 1, p. 66-83, mar. 1994.

Fisher, I. *The making of index numbers: a study of their varieties, tests and reliability*. Boston: Houghton Mifflin, 1922.

- Førsund, F. R.; Lovell, C. A. K.; Schmidt, P. A survey of frontier productions functions and of their relationship to efficiency measurement. *Journal of Econometrics*, v. 13, n. 1, p. 5-25, may. 1980.
- Fox, K. J. *An economic justification for the EKS multilateral index*. Sydney: The University of New South Wales/School of Economics, aug. 2000. (Discussion Paper 2000/3)
- _____. An economic justification for the EKS multilateral index. *Review of Income and Wealth*, v. 49, n. 3, p. 407-413, sep. 2003.
- Fujikawa, K.; Milana, C. Bilateral and multilateral comparisons of productivity in input-output analysis using alternative index numbers. In: Organisation for Economic Co-operation and Development. *Industry productivity: international comparisons*. Paris: OECD, 1996. (ch. 8)
- Fulginiti, L. E.; Perrin, R. K. Prices and productivity in agriculture. *The Review of Economics and Statistics*, v. 75, n. 3, p. 471-482, aug. 1993.
- _____. LDC agriculture: nonparametric Malmquist productivity indexes. *Journal of Development Economics*, v. 53, n. 2, p. 373-390, aug. 1997.
- Gasques, J. G.; Conceição, J. C. P. R. *Transformações estruturais da agricultura e produtividade total dos fatores*. Brasília: IPEA, nov. 2000. (Textos para Discussão nº 768)
- Hill, R. J. *Constructing price indexes across space and time: the case of the Europe Union*. Groningen, SOM (Systems, Organization and Management) Research School, may 2003. (SOM Research Report No. O3C20)
- Hjalmarsson, L.; Andersson, I.; Mlima, A. *Swedish Banking efficiency and productivity in an international perspective*. Estocolmo: The Government Inquiry on the International Competitiveness of the Swedish Financial Sector, mar. 2000.
- Hossain, F.; Bhuyan, S. *An analysis of technical progress and efficiency in U.S. food industries*. New Brunswick: Rutgers University/Department of Agricultural, Food & Resource Economics, 2000. (Paper presented in the national conference on American Consumer in the Changing Food System, organized by the ERS/USDA, May 3-5, 2000, Washington, D.C.)
- Iráizoz, B.; Rapún, M.; Zabaleta, I. *El efecto del capital físico y humano en el crecimiento de la productividad agraria de las regiones españolas*. In: Congreso de la Asociación Española de Economía Agraria, 4. Pamplona, 19-21 de Septiembre de 2001.
- Karshenas, M. Relative prices and the international comparison of real agricultural output and productivity. *The Journal of Peasant Studies*, v. 24, n. 4, p. 112-138, jul. 2000.

- Mao, W.; Koo, W. W. *Productivity growth, technology progress, and efficiency change in Chinese agriculture production from 1984 to 1993*. Fargo: North Dakota State University/Department of Agricultural Economics/Agricultural Experiment Station, sep. 1996. (Agricultural Economics Report no. 362)
- Marinho, E.; Carvalho, R. Comparações inter-regionais da produtividade da agricultura brasileira - 1970 a 1995. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 34, n. 1, abr. 2004.
- Pedro Jr., M. J. *et al. Instruções agrícolas para o Estado de São Paulo*. Campinas: IAC, 1987. (4^a ed., Boletim 200)
- Pereira, M. F. *Evolução da fronteira tecnológica múltipla e da produtividade total dos fatores do setor agropecuário brasileiro de 1970 a 1996*. Out. 1999. Tese (Doutorado), UFSC, Florianópolis.
- Rao, D. S. P.; Coelli, T. J. *Catch-up and convergence in global agricultural productivity, 1980-1995*. Armidale: University of New England/Department of Econometrics/Centre for Efficiency and Productivity Analysis, 1998. (Paper presented to 42nd Australian Agricultural and Resource Economics Society Conference, Armidale, 19-21 January, 1998)
- _____. *Economic growth, productivity change and inequality: methodology for the assessment of economic performance of nations*. Armidale: University of New England/Department of Econometrics/Centre for Efficiency and Productivity Analysis, aug. 1999. (Background paper for the Workshop at the Kanda Campus of Senshu University on 24th August, 1999)
- Rao, D. S. P.; Timmer, M.P. Purchasing power parities for industry comparison using weight Elteto-Koves-Szulc (EKS) methods. *Review of Income and Wealth*, v. 49, n. 4, p. 491-511, dec. 2003.
- Ray, S. C.; Mukherjee, K. Decomposition of the Fisher ideal index of productivity: a non-parametric dual analysis of US airplanes data. *The Economic Journal*, v. 106, p. 1659-1678, nov. 1996.
- Seiford, L. M.; Thrall, R. M. Recent developments in DEA: the mathematical programming approach to frontier analysis. *Journal of Econometrics*, v. 46, n. 1/2, p. 7-38, oct./nov. 1990.
- Silva, G. L. S. P.; Carmo, H. C. E. Como medir a produtividade agrícola: conceitos, métodos e aplicações no caso de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, v. 33, n. 1/2, p. 139-170, 1986.
- Spitzer, M. *Interregional comparison of agricultural productivity growth, technical progress, and efficiency change in China's agriculture: a nonparametric index approach*. Laxenburg: IIASA, dec. 1997. (Interim Report IR-97-89)

- Taskin, F.; Zaim, O. Catching-up and innovation in high and low-income countries. *Economics Letters*, v. 54, n. 1, p. 93-100, jan. 1997.
- Tatjé, E. G.; Lovell, C. A. K. A note on the Malmquist productivity index. *Economics Letters*, v. 47, n. 2, p. 169-175, feb. 1995.
- Thirtle, C.; Holding, J. Productivity of UK agriculture: causes and constraints. In: Thirtle, C.; Holding, J., *International comparisons of total factor productivity in agriculture*. London: Department for Environment, Food & Rural Affairs, jul. 2003. (Final Report on Project no. ER 0001/3, paper 4)
- Vicente, J. R. *Determinantes da adoção de tecnologia e da eficiência na produção agrícola paulista*. 1997. Tese (Doutorado), FEA/USP, São Paulo.
- Vicente, J. R.; Anefalos, L. C.; Caser, D. V. Produtividade agrícola no Brasil, 1970-95. *Agricultura em São Paulo*, v. 48, n. 2, p. 33-55, 2001a.
- _____. Vieses no cálculo de números-índices utilizando a fórmula de Törnqvist em séries com ausências de dados. *Informações Econômicas*, v. 31, n. 6, p. 45-48, jun. 2001b.
- _____. Relações de troca da agricultura brasileira, 1970-1995. *Informações Econômicas*, v. 31, n. 11, p. 17-25, nov. 2001c.
- _____. Influência de capital humano, insumos modernos e recursos naturais na produtividade agrícola. In: Helfand, S. M.; Rezende, G. C. (orgs.), *Região e espaço no desenvolvimento agrícola brasileiro*. Rio de Janeiro: IPEA, 2003 (v. 1, cap. 9).
- Yotopoulos, P. A. From stock to flow capital inputs for agricultural production functions; a micro-analytic approach. *Journal of Farm Economics*, v. 49, n. 2, p. 476-491, may 1967.

Anexo

Tabela A1
Comparações Multilaterais de Produção e Uso de Fatores nas
Unidades da Federação, Brasil, 1995 ⁽¹⁾

Unidade da Federação	Produção	Uso de Fatores						
		Terra	Trabalho	Máquinas	Fertilizantes	Defensivos	Sementes	Total
Alagoas	1,8498	0,3963	1,7003	0,0879	0,1754	0,0441	0,0156	2,4303
Bahia	4,2931	1,7740	7,4445	0,2733	0,5409	0,1795	0,1202	10,4201
Ceará	1,3304	0,5167	3,9718	0,0478	0,0432	0,0254	0,0128	4,6937
Paraíba	1,0709	0,2351	1,7209	0,0344	0,0502	0,0224	0,0144	2,1030
Pernambuco	2,5528	0,5255	3,3200	0,0635	0,1930	0,0757	0,0287	4,2464
Piauí	0,4410	0,1849	2,3588	0,0251	0,0236	0,0094	0,0082	2,6754
Rio Grande do Norte	0,4351	0,2508	0,9807	0,0483	0,0885	0,0314	0,0227	1,4379
Sergipe	0,6432	0,1232	1,0163	0,0225	0,0500	0,0098	0,0087	1,2459
Maranhão	1,0040	0,2327	4,5785	0,0401	0,0587	0,0221	0,0179	5,0635
Acre	0,1440	0,0138	0,3144	0,0020	0,0001	0,0001	0,0006	0,3385
Amapá	0,0203	0,0075	0,0424	0,0009	0,0017	0,0001	0,0004	0,0537
Amazonas	0,5802	0,0766	1,2976	0,0054	0,0018	0,0013	0,0044	1,4213
Pará	1,0549	0,3095	2,5286	0,0390	0,0234	0,0052	0,0129	2,9674
Roraima	0,0712	0,0244	0,1017	0,0038	0,0047	0,0017	0,0013	0,1388
Rondônia	0,6729	0,1660	0,8205	0,0207	0,0036	0,0184	0,0045	1,0478
Distrito Federal	0,1581	0,0187	0,0281	0,0177	0,0380	0,0161	0,0099	0,1269
Goiás ⁽²⁾	4,4677	0,7817	1,0551	0,4203	0,6850	0,3332	0,2750	3,4922
Mato Grosso ⁽³⁾	6,7969	1,2929	1,1029	0,6784	1,2822	0,6056	0,5512	5,4592
Minas Gerais	12,4146	1,3836	5,6858	0,7857	1,6007	0,5148	0,2682	10,1805
Espírito Santo	3,7660	0,5318	1,2390	0,0891	0,1974	0,0359	0,0273	2,1831
Rio de Janeiro	0,6606	0,1851	0,3230	0,0500	0,0401	0,0185	0,0085	0,6467
São Paulo	25,1166	2,0309	2,8311	1,5790	2,1341	1,2005	0,4081	10,0304
Paraná	13,3578	2,2460	4,6830	1,4783	1,4085	0,9762	0,6771	11,3000
Santa Catarina	4,6187	0,6105	2,6148	0,4743	0,5179	0,2751	0,1206	4,5880
Rio Grande do Sul	12,4789	1,9385	5,3737	1,7309	1,4231	0,7900	0,5740	11,7093
Soma das UFs	100,0000	15,8564	57,1333	8,0187	10,5859	5,2125	3,1932	100,0000

⁽¹⁾ Índices calculados por meio do método EKS. Evoluções de quantidades produzidas e de uso de fatores nas UFs, calculadas pelo índice de Fisher, podem ser vistas em Vicente, Anefalos e Caser (2001a).

⁽²⁾ Inclui Tocantins.

⁽³⁾ Inclui Mato Grosso do Sul.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da FGV, do IBGE e do IEA.

Tabela A2
Evolução de Quantidades Produzidas e Preços Recebidos,
Lavouras Seleccionadas, Brasil, 1970 a 1995⁽¹⁾

Lavoura	1970		1975		1980		1985		1995	
	quantidade	preço	quantidade	preço	quantidade	preço	quantidade	preço	quantidade	preço
Algodão ⁽²⁾	1.216,16	637,60	1.219,03	894,61	1.272,44	935,13	2.216,24	696,17	797,43	419,44
Amendoim ⁽²⁾	622,13	444,58	392,03	709,21	378,76	511,99	218,60	549,04	62,59	352,17
Arroz ⁽²⁾	4.626,08	334,86	6.700,57	656,19	7.119,69	482,65	7.718,90	415,73	7.670,17	175,89
Banana ⁽³⁾	216,66	1.613,22	220,09	2.682,73	273,83	2.860,89	317,20	1.977,68	279,42	3.387,05
Batata ⁽²⁾	804,08	344,37	1.273,76	393,46	1.164,88	746,19	1.178,04	416,69	1.741,14	285,79
Cacau ⁽²⁾	202,69	1.796,72	299,82	2.525,06	350,41	3.379,96	424,42	3.555,03	236,90	1.009,09
café ⁽²⁾	1.060,66	968,82	2.364,78	1.493,62	1.978,75	1.675,93	3.537,64	1.945,99	2.772,06	1.062,97
Caju ⁽²⁾	20,02	779,91	27,82	804,74	41,69	810,95	80,89	795,99	144,51	182,04
Cana ⁽²⁾	65.883,71	20,74	80.484,88	28,02	137.527,91	28,26	224.888,99	20,97	262.618,81	12,59
Cebola ⁽²⁾	179,23	804,60	218,23	844,99	496,74	898,62	423,41	918,76	675,70	369,84
Coco ⁽⁴⁾	447,98	416,60	329,05	413,31	359,27	409,67	421,35	380,80	469,14	403,98
Feijão ⁽²⁾	1.336,09	918,58	1.433,45	998,51	1.473,01	1.836,54	1.807,92	853,25	1.828,21	502,53
Fumo ⁽²⁾	257,42	1.418,22	285,82	1.611,95	315,60	1.606,68	397,06	1.608,03	443,06	1.676,89
Juta ⁽²⁾	78,08	863,61	68,05	851,58	56,62	848,00	37,10	846,65	0,41	841,50
Laranja ⁽⁴⁾	13.788,60	33,65	21.862,54	25,03	37.254,75	20,55	57.274,41	42,45	76.479,53	16,30
Malva ⁽²⁾			58,44	366,79	70,98	366,79	46,49	366,79	2,79	366,79
Mamona ⁽²⁾	169,13	339,37	173,33	338,20	150,19	335,57	222,25	329,12	13,10	249,87
Mandioca ⁽²⁾	12.120,48	70,20	10.276,90	134,38	9.618,03	119,15	10.200,74	73,66	8.446,82	68,04
Milho ⁽²⁾	10.262,39	190,09	11.136,03	286,17	11.413,44	295,55	12.986,09	228,53	22.327,37	102,65
Pimenta ⁽²⁾			27,27	5.356,06	61,66	5.356,10	30,66	5.373,71	16,18	1.612,39
Sisal ⁽²⁾	225,06	353,61	280,40	385,18	213,72	374,95	151,77	397,12	45,06	233,21
Soja ⁽²⁾	1.722,08	327,33	8.358,42	476,44	12.213,66	411,31	16.119,30	375,93	21.248,07	139,69
Tomate ⁽²⁾	764,16	456,16	829,61	692,00	1.208,39	578,60	1.402,35	422,34	1.480,89	388,94
Trigo ⁽²⁾	1.797,98	461,54	1.558,01	549,69	2.433,10	394,33	3.763,41	543,71	1.401,18	144,10
Uva ⁽²⁾	480,13	275,64	512,67	355,59	384,70	501,89	638,14	171,93	607,52	903,87

⁽¹⁾ De 1970 a 1985, os dados referem-se às classes econômicas agricultura e agropecuária; para 1995 referem-se às classes lavoura temporária, lavoura permanente e produção mista. Preços em reais de 1995, deflacionados pelo IGP. As participações das Unidades da Federação na quantidade produzida encontram-se em Vicente, Anfalos e Caser (2001a).

⁽²⁾ Quantidade em mil toneladas, preço por tonelada.

⁽³⁾ Quantidade em milhões de cachos, preço por mil cachos.

⁽⁴⁾ Quantidade em milhões de frutos, preço por mil frutos.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da FGV, do IBGE e do IEA.

Tabela A3
Evolução de Quantidades Utilizadas e Preços Pagos, Fatores de Produção, Brasil, 1970 a 1995⁽¹⁾

Fator de Produção	1970		1975		1980		1985		1995	
	quantid.	preço	quantid.	preço	quantid.	preço	quantid.	preço	quantid.	preço
Fertilizante ⁽²⁾	3.392	264,33	4.112	581,57	8.344	426,61	9.761	406,53	12.104	210,41
Fungicida ⁽³⁾	2.172	41,34	5.270	37,73	16.553	35,59	19.326	41,25	13.356	28,19
Herbicida ⁽³⁾	1.340	23,57	10.873	21,30	22.296	17,07	15.580	26,89	45.866	14,35
Inseticida ⁽³⁾	9.728	16,87	16.949	14,99	16.813	14,36	20.225	16,60	24.681	11,39
Combustível ⁽⁴⁾	361	0,41	1.014	0,51	1.702	0,63	2.091	0,67	2.177	0,35
Máquinas ⁽⁵⁾	193	20,41	304	20,85	475	18,70	549	25,58	654	20,71
Sementes ⁽⁶⁾	8.678	37,39	15.693	55,35	27.231	46,03	17.840	71,31	18.360	43,79
Terra ⁽⁷⁾	28.975	81,80	33.118	165,15	38.112	159,78	40.452	195,13	35.776	124,75
Trabalho ⁽⁸⁾	14.030	1.332,21	16.020	1.914,01	14.380	2.186,27	15.197	1.995,89	12.113	1.357,79

⁽¹⁾ De 1970 a 1985, os dados referem-se às classes econômicas agricultura e agropecuária; para 1995 referem-se às classes lavoura temporária, lavoura permanente e produção mista. Preços em reais de 1995, deflacionados pelo IGP. As participações das Unidades da Federação na quantidade utilizada encontram-se em Vicente, Anfalos e Caser (2001a).

⁽²⁾ Quantidade em mil toneladas, preço por tonelada.

⁽³⁾ Quantidade em mil litros, preço por litro.

⁽⁴⁾ Quantidade em milhões de litros, preço por litro.

⁽⁵⁾ Quantidade em mil unidades, preço em mil reais por unidade.

⁽⁶⁾ Quantidade de áreas cultivadas com sementes melhoradas em mil hectares, gastos com sementes e mudas por hectare.

⁽⁷⁾ Quantidade em mil pessoas ocupadas, salário por pessoa.

⁽⁸⁾ Quantidade em mil hectares, valor do arrendamento por hectare.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos da FGV, do IBGE e do IEA.