MUDANÇA TECNOLÓGICA, DE EFICIÊNCIA E PRODUTIVIDADE TOTAL DE FATORES NA AGRICULTURA BRASILEIRA, 1970-95¹

1 Introdução

O crescimento da produção agrícola pode ser consequência tanto do incremento do uso de fatores de produção, quanto da produtividade desses fatores. A 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 trabalho².

A PTF pode ser obtida pelo quociente de soma ponderada de quantidades produzidas, pela soma ponderada de fatores utilizados³, 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, através 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-paramétricas⁴; pontos sobre a fronteira de produção são considerados eficientes, e alterações na fronteira como mudança tecnológica.

Técnicas paramétricas exigem a especificação de formas funcionais representativas da tecnologia, enquanto as não-paramétricas do tipo DEA (Data Envelopment Analysis – Análise de Envoltório de Dados) apenas a pressuposição de um número mínimo de regularidades sobre a tecnologia. 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

¹ Projeto desenvolvido com recursos da FAPESP.

² 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 & Arocena, 2000).

³ Essa agregação, em geral, consiste no emprego de uma fórmula de números-índices. Ver, por exemplo, Gasques e Conceição

^{(2000),} e Vicente, Anefalos e Caser (2001a).

⁴ 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).

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 foi o de 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.

2 Metodologia

As mudanças na PTF em nível de Unidade da Federação foram calculadas como médias geométricas de dois índices de Malmquist⁵. 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. Esse índice permite medir a evolução da produtividade entre períodos com base no cálculo da distância que separa cada observação da tecnologia de referência em cada período, utilizando funções de distância (Iráizoz, Rapún e Zabaleta, 2001).

2.1 Índices de produtividade de Malmquist⁷

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

$$D_0^t\left(x^t, y^t\right) = \inf\left[\theta: \left(x^t, y^t / \theta\right) \in S^t\right] = \left\{\sup\left[\theta: \left(x^t, \theta y^t\right) \in S^t\right]\right\}^{-1}$$
 (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 $D_0^t\left(x^t,y^t\right)=y^t/F\left(x^t\right)$, onde $F(x^t)$ é uma função de produção descrita como $F\left(x^t\right)=\max\left\{y^t:\left(x^t,y^t\right)\in S^t\right\}$.

Se a produção é tecnicamente eficiente, ou seja, se (x^t, y^t) estão na fronteira tecnológica, então $D_0^t(x^t, y^t) = 1$. Se $D_0^t(x^t, y^t) < 1$, 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 técnica⁸.

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

⁵ 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).

⁶ Funções de distância são representações funcionais de tecnologias multi-produtos e multi-insumos que requerem dados somente de quantidades (Spitzer, 1997).

⁷ Esse item baseia-se nas exposições de Färe et al. (1994), Mao e Koo (1996) e de Hossain e Bhuyan (2000).

⁸ A função de distância-produto para o período t+1 pode ser obtida a partir de (1), substituindo-se t por t+1.

$$M_{o}\left(x^{t+1}, y^{t+1}, x^{t}, y^{t}\right) = \sqrt{\frac{D_{o}^{t}\left(x^{t+1}, y^{t+1}\right)}{D_{o}^{t}\left(x^{t}, y^{t}\right)}} \frac{D_{o}^{t+1}\left(x^{t+1}, y^{t+1}\right)}{D_{o}^{t+1}\left(x^{t}, y^{t}\right)} (2)$$

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

$$M_{o}\left(x^{t+1}, y^{t+1}, x^{t}, y^{t}\right) = \frac{D_{o}^{t+1}\left(x^{t+1}, y^{t+1}\right)}{D_{o}^{t}\left(x^{t}, y^{t}\right)} \sqrt{\frac{D_{o}^{t}\left(x^{t+1}, y^{t+1}\right)}{D_{o}^{t+1}\left(x^{t+1}, y^{t+1}\right)} \frac{D_{o}^{t}\left(x^{t}, y^{t}\right)}{D_{o}^{t+1}\left(x^{t}, y^{t}\right)}} (3)$$

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 $\left(x^t,y^t\right)$ e $\left(x^{t+1},y^{t+1}\right)$ são factíveis nos períodos de tempo correspondentes, $\max\left(x^{t+1},y^{t+1}\right)$ não pertence a S^t . No gráfico, $D_0^t\left(x^t,y^t\right)=Od/Oe$, enquanto $D_0^{t+1}\left(x^{t+1},y^{t+1}\right)=Oa/Ob$. 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 do que as outras alternativas de mensuração da PTF, não proporciona medidas acuradas de mudanças de produtividade em casos de retornos não-constantes à escala⁹.

2.2 Análise de envoltório de dados (DEA)¹⁰

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).

Comparando-se cada observação (no caso, Unidade da Federação) à fronteira, obtém-se uma medida dos desvios da eficiência e 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.

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

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

$$\sum_{k=1}^{K} z_{k}^{t} x_{k,n}^{t} \leq x_{n}^{t}$$

$$z_{k}^{t} \geq 0$$

$$(\underline{\mathbf{4}})$$

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):

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

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.

⁹ 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).

¹⁰ Esse item baseia-se nas exposições de Färe et al. (1994) e de Mao e Koo (1996).

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,...K, pode ser expresso como:

$$\left[D_0^t \left(x_{k'}^t, y_{k'}^t\right)\right]^{-1} = m \dot{a} x \lambda^{k'} \qquad (\underline{\mathbf{6}})$$

sujeito às restrições

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

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

$$\sum_{k=1}^K z_k^t = 1$$

$$z_k^t \geq 0$$

$$(7)$$

$$(RVE)$$

O cálculo para $D_0^{t+1}\left(x^{t+1},y^{t+1}\right)$ é similar a (6) e (7), substituindo-se t por t+1. Para obter o índice de Malmquist é 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. Nesse caso, as inversas das funções de distância cruzadas para $D_0^t\left(x^{t+1},y^{t+1}\right)$, referentes a cada observação k', é obtida de:

$$\left[D_0^t \left(x_{k'}^{t+1}, y_{k'}^{t+1}\right)\right]^{-1} = m \acute{a} x \, \lambda^{k'} \qquad (8)$$

sujeito às restrições

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

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

$$\sum_{k=1}^{K} z_k^t = 1$$

$$z_k^t \geq 0$$

$$(RVE)$$

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)¹¹, 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:

$$M_{o}\left(x^{t+1}, y^{t+1}, x^{t}, y^{t}\right) = T\left(x^{t+1}, y^{t+1}, x^{t}, y^{t}\right) E\left(x^{t+1}, y^{t+1}, x^{t}, y^{t}\right)$$

$$= TECHxEFCH$$

$$= TECHxEPCHxEECH$$

$$(\underline{10})$$

2.3 Fontes de dados e variáveis utilizadas

A produção agrícola, em nível de Unidade da Federação¹², foi representada por um índice de quantidade, calculado através de uma 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 clássico¹³. 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. 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, 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 aproximarem-se entre si até a segunda ordem (Diewert, 1976), o que limita a amplitude das variações medidas¹⁴ e se mantém mesmo para funções agregativas não-homotéticas (Diewert, 1978), a questão da escolha entre elas torna-se menos relevante. Entretanto, como em séries com ausência de dados, o emprego da fórmula de Törnqvist pode levar a consideráveis vieses de estimação¹⁵, optou-se por utilizar a fórmula de Fisher.

¹¹ Que mede as mudanças de eficiência técnica sob a suposição de uma tecnologia de RVE (Fulginiti e Perrin, 1997).

¹² 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.

¹³ Detalhes em Silva e Carmo (1986).

¹⁴ Ver Silva e Carmo (1986) para uma constatação empírica com dados do Estado de São Paulo.

¹⁵ Uma análise desse problema enfocando o uso de dados dos Censos Agropecuários pode ser vista em Vicente, Anefalos e Caser (2001b).

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:

$$FQ_{0,n} = FQ_{0,1}.FQ_{1,2}.\cdots.FQ_{n-1,n}$$

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

A disponibilidade de dados torna difícil a construção de índices de produção (quantidade produzida) de todas as culturas existentes. Dessa forma, nos cinco anos estudados (1970, 1975, 1980, 1985 e 1995), dados em nível de cultura, referentes à área, produção e preços recebidos, existem para 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. Dessas culturas, as que não foram levantadas nos Censos Agropecuários de 1970 e 1975, bem como eventuais lacunas nos dos demais anos, forma 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).

Os fatores de produção considerados foram: terra (índices de área cultivada com lavouras), trabalho (índices de pessoal ocupado, responsáveis e membros da família, empregados permanentes, empregados temporários, parceiros e outras condições), máquinas, fertilizantes, defensivos e sementes e mudas.

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)¹⁶:

$$R_i = rV_i^{T_i} / 1 - e^{-rT_i}$$

onde R_i é o fluxo anual constante de serviços do i-ésimo ativo, V_i^{Ti} 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

-

¹⁶ Esse método foi utilizado também por Vicente (1997).

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 Federação¹⁷. Combustíveis foram representados pelas despesas com combustíveis declaradas nos Censos Agropecuários, e pelos preços médios do óleo diesel (quantidade = despesas/preço). Serviços de máquinas e o uso de combustíveis foram agregados pela fórmula de Fisher.

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 através dos preços de sulfato de amônia, superfosfato simples e cloreto de potássio em nível de estado).

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, 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 investimentos¹⁸.

Como as variáveis foram construídas em nível de Unidade da Federação, inicialmente foram obtidas 25 séries temporais, todas com base em 1970, representando as evoluções da produção e do uso de fatores em cada Unidade. Para tornar possíveis comparações seccionais entre essas séries — ou seja, para transformá-las em um único painel de dados - foi construído um índice de desempenho com dados de 1995, para produções e uso de fatores. Nesse caso, os totais do País (somas das quantidades das Unidades da Federação = quantidades do Brasil e, somas dos valores das Unidades da Federação divididos pelas

¹⁷ Uma alternativa experimentada, foi a utilização dos valores de máquinas e implementos declarados nos Censos Agropecuários. Entretanto, além de não existirem em 1995, esses dados apresentam problemas: dividindo-se esses valores pelo número de tratores e colhedoras, os preços obtidos, para várias Unidades da Federação, são muito superiores aos de máquinas novas.

¹⁸ Maiores detalhes sobre o cálculo das quantidades e preços dos fatores de produção utilizados podem ser vistos em Vicente, Anefalos e Caser (2001a).

respectivas somas das quantidades = preços médios do Brasil), em 1995, foram tomados como base. Por último, os valores das 25 séries temporais referentes a 1995, foram igualados aos respectivos índices de desempenho e, através de simples mudanças de base, obteve-se um painel de dados, com índices comparáveis entre as Unidades da Federação e ao longo do tempo (base: Brasil, 1995=100)¹⁹.

Uma vez que a construção das fronteiras através da DEA – e, em consequência, o cálculo dos índices de Malmquist – é sensível à especificação e à agregação das quantidades, foram efetuadas quatro simulações. Na primeira, os fatores de produção foram agregados em um único índice, construído pela fórmula de Fisher, englobando terra, trabalho, máquinas, fertilizantes, defensivos e sementes e mudas²⁰. 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). A terceira simulação foi feita com quatro fatores: terra, trabalho, máquinas e insumos químicos e biológicos (índice Fisher de quantidade utilizada de fertilizantes, defensivos e sementes e mudas). Por último, na quarta simulação, os seis insumos foram considerados separadamente. 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 sujeitos a desvios durante o cálculo²¹. A importância dos eventuais desvios tende a diminuir quando as quantidades desses insumos, de menos importância na estrutura de gastos, são agregadas às dos principais fatores de produção²².

Índices de Malmquist podem ser obtidos através da DEA sem a necessidade de informações de precos. Todavia, no caso dos dados dos Censos Agropecuários, para a maioria dos insumos as quantidades não estão disponíveis. 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 insumos²³.

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.

¹⁹ A base do índice de desempenho, para cada um dos fatores de produção, foi o uso total de fatores no Brasil em 1995; portanto, a soma dos índices dos diferentes fatores de produção nas Unidades da Federação em 1995 é igual a 100.

²⁰ 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.

21 Detalhes em Vicente, Anefalos e Caser (2001a).

²² Outro problema encontrado na simulação com dados menos agregados foi a ausência de informações, ou seja, a inexistência de declaração de uso de determinado insumo em 1970, em nível de Unidade da Federação. Nesse caso, para permitir o cálculo dos índices de Malmquist, assumiu-se para esses índices valor igual a 0,00001, ou seja, que representassem 0,001% da quantidade utilizada do insumo.

3 Resultados e Discussão

No período 1970 a 1995 a PTF da agricultura brasileira, setor de lavouras, cresceu 71%, de acordo com os cálculos dos índices de Malmquist²⁴. O principal componente desse crescimento foi o índice de mudança de eficiência (eficiência técnica), que aumentou 38% (tabela 1).

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 (+145%), principalmente em Mato Grosso + Mato Grosso do Sul (+255%). Nessa região, não obstante o considerável crescimento do índice de mudança técnica (+42%), o principal componente foi o crescimento da eficiência²⁵ (+73%), quase que completamente relacionado à eficiência de escala (+70%)²⁶; em Goiás (incluindo Tocantins), que apresentou o quinto maior índice de crescimento entre as UFs (107%), predominou o índice de mudança técnica (+47%). Na região 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).

As regiões Sudeste e Sul apareceram em seguida, com crescimentos de PTF bastante próximos (+71% e +72%, respectivamente), e onde os estados de São Paulo e Paraná ocuparam o terceiro e o quarto postos de maior crescimento entre todas as UFs (+119% e +118%, respectivamente). Nessas duas regiões predominou o índice de mudança técnica (respectivamente, +47% e +48%), mas é interessante destacar que o Sul sofreu queda no índice de eficiência (-8%), em virtude dos resultados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul. São Paulo, por sua vez, apresentou o maior índice de mudança técnica entre as UFs (+112%), responsável pela quase totalidade da variação observada na PTF.

Na região Sudeste o índice de mudança de eficiência cresceu até 1985, e permaneceu praticamente constante desde então²⁷. 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).

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).

²³ Um interessante estudo anterior com essa mesma metodologia (DEA e índices de Malmquist) é o de Pereira (1999).

²⁴ As discussões baseiam-se nas médias geométricas das medidas obtidas nas quatro simulações de diferentes agregados de insumos descritos no item anterior.

²⁵ Observe-se que índices de mudança de eficiência acima de 1 são indicadores da existência de ineficiência técnica em períodos anteriores.

²⁶ Nas regiões Centro-Oeste e Norte onde, ao lado de grande heterogeneidade na importância relativa das UFs na produção e no uso de fatores, verificou-se elevada diversidade no crescimento da quantidade produzida, os índices de mudança de escala em nível de região superam os calculados individualmente para as UFs.

²⁷ 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.

O comportamento das regiões Nordeste e Norte apresenta certa similaridade, apesar do crescimento da PTF da primeira (+25%) e da queda na PTF da segunda (-7%): observa-se, em ambas, quedas nos índices de mudança técnica e crescimento nos índices de eficiência, com as diminuições nos índices de eficiência pura sendo mais do que compensados pelos aumentos nos índices de escala²⁸. Na região Nordeste os índices mostraram significativas diferenças entre os estados: Paraíba²⁹, Ceará, Alagoas e Pernambuco apresentaram crescimento de PTF superior à média nacional, enquanto que os índices calculados para Maranhão, Bahia e Piauí foram negativos. Alagoas foi o único estado dessa região que experimentou ganhos em mudança técnica.

Tanto na região Nordeste quanto na região Norte, a involução tecnológica acorreu até 1980, com índices crescentes de mudança técnica desde então. O crescimento acentuado do índice de mudança de eficiência ocorrido no Nordeste até 1985 foi o responsável pela elevação da PTF; no Norte, embora a elevação 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).

A 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 é resultado consistente 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).

²⁸ Esses resultados devem-se, principalmente, aos índices calculados para a década de setenta.

²⁹ Vicente, Anefalos 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 canade-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.

Nas regiões brasileiras em que os índices indicaram regressão tecnológica, Nordeste e Norte³⁰, 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 inverteu a situação de prevalência dos índices de eficiência sobre os de mudança técnica; todavia, comprovações empíricas dessa suposição só poderão ser feitas quando dados mais recentes 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 crescimentos de PTF na agricultura chinesa no período 1984 a 1993, ocorreram nas províncias tecnologicamente mais avançadas, que também apresentaram as maiores elevações nas produtividade 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 sensíveis na PTF ocorreram no Maranhão e Bahia, estados também com os piores desempenhos regionais em relação àqueles índices de produtividades parciais³¹. Na região Norte, as diminuições de PTF foram acompanhadas de quedas ou crescimentos modestos nas produtividades parciais de terra e trabalho³².

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 12,3% menor; para as regiões variou entre -6,2% para o Centro-Oeste e -24,8% para o Nordeste. Entre as Unidades da Federação, apenas Mato Grosso (incluindo Mato Grosso do Sul) e São Paulo apresentaram crescimento de PTF maiores, segundo os índices de Malmquist, do que os calculados pela razão de índices Fisher (+7,8% e +5,2%, respectivamente). Färe e Grosskopf (1992)

³⁰ Nessa última região o índice de PTF indica também queda de produtividade.

³¹ Na Bahia o índice de produtividade da terra caiu cerca de 12% entre 1970 e 1995 (Vicente, Anefalos e Caser, 2001a).

³² Destaque-se que os estados do Amapá, Acre e Amazonas foram as únicas UFs que sofreram quedas de produtividade parcial do trabalho entre 1970 e 1995, conforme Vicente, Anefalos e Caser (2001a).

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 através 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).

4 Conclusões

A produtividade total de fatores do setor de lavouras da agricultura brasileira, medida pelo índice de Malmquist, cresceu 71% 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, São Paulo, Paraná, Goiás (incluindo Tocantins) e Ceará.

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 outras regiões.

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

Referências Bibliográficas

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro: IBGE, 1960, 1971, 1978, 1984 e 1989.

- 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.
- 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)
- 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. Piracicaba: ESALQ/USP, 1999. (Tese de Doutorado)
- 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.; DIEWERT, W.E. 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)
- COELLI, T. *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.
- DIEWERT, W.E. Superlative index numbers and consistency in aggregation. *Econometrica*, v. 46, n. 4, p. 883-900, jul. 1978.
- 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.
- 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.
- 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.
- FULGINITI, L.E.; PERRIN, R.K. 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)
- 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.

- 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)
- PEDRO Jr., M.J. et al. *Instruções agrícolas para o Estado de São Paulo*. Campinas: IAC, 1987. (4ª 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. Florianópolis: UFSC, out. 1999. (Tese de Doutorado)
- 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)
- RAO, D.S.P.; COELLI, T.J. *Economic Growth, Productivity Change and Inequalty:* 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)
- 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.
- VICENTE, J.R. *Determinantes da adoção de tecnologia e da eficiência na produção agrícola paulista*. São Paulo: FEA/USP, 1997. (Tese de Doutorado)
- 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.
- VICENTE, J.R.; ANEFALOS, L.C.; CASER, D.V. 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.
- VICENTE, J.R.; ANEFALOS, L.C.; CASER, D.V. Relações de troca da agricultura brasileira, 1970-1995. Informações Econômicas, v. 31, n. 11, p. 17-25, nov. 2001c
- 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.

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

Unidade da Federação	Índice de	Mudança	Mudança de	Mudança	Mudança
/ Região	Malmquist	Técnica	Eficiência	de Ef. Pura	de Escala
-	(PTF)	(TECH)	(EFCH)	(EPCH)	(EECH)
Alagoas	1,79	1,06	1,69	1,05	1,61
Bahia	0,67	0,69	0,97	0,62	1,56
Ceará	2,06	0,57	3,60	1,60	2,25
Paraíba	2,63	0,73	3,60	1,96	1,83
Pernambuco	1,78	0,89	1,99	1,05	1,89
Piauí	0,83	0,41	2,02	1,32	1,53
Rio Grande do Norte	1,15	0,85	1,35	0,98	1,38
Sergipe	1,67	0,87	1,91	1,25	1,53
Maranhão	0,28	0,43	0,65	0,60	1,09
Nordeste	1,25	0,77	1,63	0,94	1,74
Acre	0,21	0,29	0,72	0,74	0,98
Amazonas	0,75	0,76	0,98	0,82	1,20
Amapá	0,17	0,42	0,40	1,00	0,40
Pará	1,14	0,74	1,54	0,98	1,58
Roraima	0,38	0,45	0,84	0,55	1,53
Rondônia	0,48	0,34	1,41	1,34	1,05
Norte	0,93	0,68	1,37	0,85	1,61
Distrito Federal	1,75	1,28	1,37	1,50	0,91
Goiás + Tocantins	2,07	1,47	1,41	1,01	1,40
M.Grosso+M.G.do Sul	3,55	1,42	2,50	1,55	1,61
Centro-Oeste	2,45	1,42	1,73	1,02	1,70
Minas Gerais	1,79	1,07	1,68	0,99	1,70
Espírito Santo	1,09	1,06	1,03	1,00	1,03
Rio de Janeiro	0,90	1,38	0,66	0,69	0,95
São Paulo	2,19	2,12	1,03	1,00	1,03
Sudeste	1,71	1,47	1,16	1,00	1,16
Paraná	2,18	1,47	1,49	1,05	1,41
Santa Catarina	1,37	1,09	1,26	0,76	1,66
Rio Grande do Sul	1,40	1,60	0,88	0,79	1,11
Sul		1,48	1,16	0,92	1,26
BRASIL	1,71	1,24	1,38	1,00	1,38

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

Fonte: Resultados da Pesquisa.

Figura 1 – Índice de Produtividade de Malmquist sob retornos constantes à escala

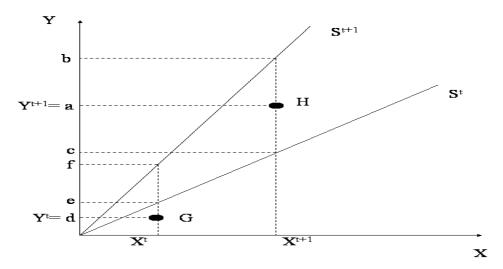


Fig.2-Evolução dos Índices de Malmquist, Região Centro-Oeste

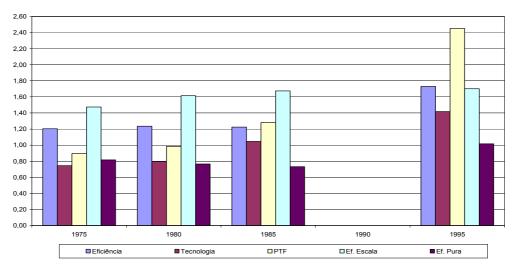


Fig.3-Evolução dos Índices de Malmquist, Região Sudeste

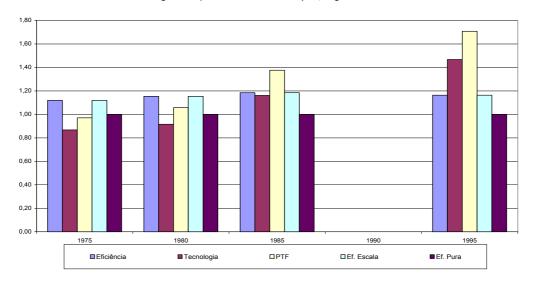


Fig.4-Evolução dos Índices de Malmquist, Região Sul

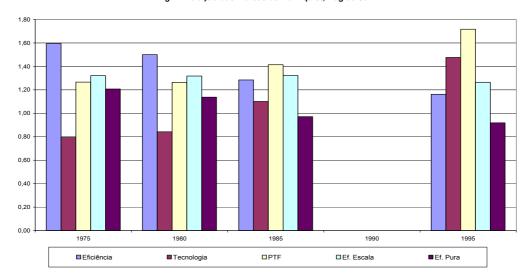


Fig.5 - Evolução dos Índices de Malmquist, Região Nordeste

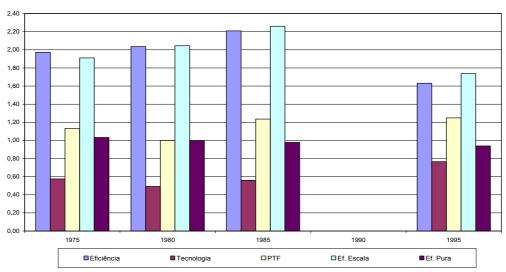


Fig.6-Evolução dos Índices de Malmquist, Região Norte

