

PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NAS PRINCIPAIS LAVOURAS DE GRÃOS BRASILEIRAS: ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA E ÍNDICE DE MALMQUIST

Edward Bernard Bastiaan de Rivera Rivera e Paulo Dutra Costantin¹

RESUMO

O objetivo deste artigo é utilizar as técnicas de Análise de Fronteira Estocástica para se estimar crescimento ou decrescimento de ineficiências no tempo, assim como o método de programação linear Data Envelopment Analysis e o índice de Malmquist para se analisar as fontes de alterações da PTF nas principais lavouras de grãos brasileiras – arroz, feijão, milho, soja e trigo – durante o período 2001-2006. Dentre os resultados obtidos, embora tenha havido alterações positivas na PTF para as lavouras da amostra, houve declínio no componente referente às inovações tecnológicas para todas as principais lavouras de grãos brasileiras entre os anos 2005/2006 – período em que se observa queda na utilização de insumos na agricultura.

Palavras-chave: *Agricultura, Produtividade Total de Fatores, Fronteira Estocástica, Análise por Envoltória de Dados.*

ABSTRACT

The objective of this paper is to use the techniques of Stochastic Frontier Analysis (SFA) to estimate the increase or decrease of inefficiencies through time, as well as the linear programming procedure Data Envelopment Analysis (DEA) and the Malmquist index in order to analyze the sources of changes in TFP in the main Brazilian grain crops – rice, beans, maize, soybeans and wheat – throughout the period 2001-2006. The results indicate that, although there have been positive changes in TFP for the sample analyzed, a decline in the use of technology has been evidenced for all the main Brazilian grain crops between 2005/2006 – period in which we observe a remarkable downfall in the use of inputs in Brazilian agriculture.

Keywords: *Agriculture, Total Factor Productivity, Stochastic Frontier, Data Envelopment Analysis.*

Área de classificação na ANPEC: **Economia Agrícola e do Meio Ambiente.**

Código de classificação do JEL: C23, D24, Q16

¹ Universidade Presbiteriana Mackenzie – CCSA - Centro de Ciências Sociais e Aplicadas

1. INTRODUÇÃO

“Nem todos os produtores são tecnicamente eficientes”. Contrariando a teoria microeconômica convencional, a frase anterior permite que nem todos os produtores consigam utilizar a quantidade mínima de insumos requerida para produzir a quantidade de produto desejada, dada a tecnologia disponível. Ou ainda, nem todos os produtores são capazes de minimizar os gastos necessários para produzir os produtos que eles escolheram produzir.

Assim, de um ponto de vista teórico, os produtores nem sempre otimizam suas funções de produção. A fronteira de produção caracteriza o mínimo de combinações de insumos necessários para produzir vários produtos, ou o máximo de produto com várias combinações de insumos, e uma dada tecnologia. Produtores que operam sobre a fronteira de produção são chamados de tecnicamente eficientes, e aqueles que operam abaixo de sua fronteira de produção, tecnicamente ineficientes.

A Análise de Fronteira Estocástica (*Stochastic Frontier Analysis - SFA*) é uma abordagem que se utiliza de técnicas econométricas (paramétricas), cujos modelos de fronteira de produção tratam da ineficiência técnica e reconhecem o fato de que choques aleatórios fora do controle dos produtores podem afetar a produção. Desta forma, ao contrário das abordagens não-paramétricas que assumem fronteiras determinísticas, a SFA permite desvios da fronteira, cujo erro pode ser decomposto, permitindo a distinção entre alterações de eficiência técnica e choques aleatórios (como a variação no desempenho do trabalho ou das máquinas).

Empregando-se métodos não-paramétricos denominados Análise de Envoltória de Dados (*Data Envelopment Analysis - DEA*), o índice de Malmquist é calculado através das funções de distâncias obtidas por meio de programação matemática, não sendo necessário dispor de informações sobre preços, utilizando-se quantidades físicas de múltiplos insumos e múltiplos produtos. Os dois principais componentes deste índice é a mudança técnica (inovação tecnológica) e mudança de eficiência (“catching up” em direção à fronteira).

Desta forma, o objetivo deste artigo foi utilizar as técnicas de Análise de Fronteira Estocástica para se estimar crescimento ou decréscimo de ineficiências no tempo, assim como o método de programação linear *Data Envelopment Analysis* e o índice de Malmquist para se analisar as fontes de alterações da PTF nas principais lavouras de grãos brasileiras - arroz, feijão, milho, soja e trigo – durante o período 2001-2006.

Dentre os resultados obtidos, embora tenha havido alterações positivas na PTF para as principais lavouras de grãos brasileiras, houve declínio no componente referente às inovações tecnológicas para todas as principais lavouras de grãos brasileiras entre os anos 2005/2006 – período em que se observa queda na utilização de insumos na agricultura.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Análise de Fronteira Estocástica – SFA

Na presença de ineficiências, a Análise de Fronteira Estocástica – SFA aparece como um arcabouço teórico e prático, cujo objetivo é contribuir para a definição e estimação de fronteiras de produção. A SFA tem influências remotas, mas a literatura que diretamente influenciou o desenvolvimento da SFA foi a literatura teórica sobre eficiência produtiva, a qual começou nos anos 1950 com o trabalho de Koopmans (1951), Debreu (1951) e Shephard (1953). Farrell (1957) foi o primeiro a medir a eficiência produtiva empiricamente. O uso de programação linear por Farrell influenciou trabalhos como os de Boles (1966), Bressler (1966), Seitz (1966) e Sitorus (1966) e eventualmente o desenvolvimento da *data envelopment analysis* (DEA) de Charnes, Cooper e Rhodes (1978). A influência de Farrell também foi definitiva nos trabalhos de Aigner e Chu (1968), Seitz (1971), Timmer (1971), Afriat (1972) e Richmond (1974), os quais são os colaboradores diretos para o desenvolvimento da SFA.

Este método paramétrico de fronteira estocástica trata a fronteira de produção como um erro aleatório. Diferentemente do método não paramétrico como o DEA que assume uma fronteira determinística, a abordagem de fronteira estocástica permite que desvios da fronteira representem ambos

ineficiência e um ruído estatístico inevitável, com o intuito de ser uma abordagem mais próxima da realidade dado que as observações normalmente envolvem um erro aleatório.

A SFA tem sua origem em dois *papers*, Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977), os quais foram seguidos do trabalho de Battese e Corra (1977). Esses três trabalhos originais apresentam, dentro do contexto de fronteira de produção, o termo de erro definido de modo estruturalmente composto. Desde então, a SFA tem vários colaboradores: Schmidt e Lovell (1979), Jondrow et al. (1982), Greene (1980), Stevenson (1980), Lee (1983), Koop e Diewert (1982), Pitt e Lee (1981), Schmidt e Sickles (1984), Cornwell, Schmidt e Sickles (1990), Kumbhakar (1990), Battese e Coelli (1992), entre outros.

Os modelos de fronteira de produção estocástica tratam da ineficiência técnica e reconhecem o fato de que choques aleatórios fora do controle dos produtores podem afetar a produção. Portanto, nesses modelos, o impacto de choques aleatórios (como a variação no desempenho do trabalho ou das máquinas) sobre o produto pode ser em princípio separado do impacto da variação na eficiência técnica. Tais modelos foram introduzidos simultaneamente por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977).

Neste artigo, seguiu-se a especificação funcional dominante na literatura, que se baseia no artigo de (Battese e Coelli, 1992, 1995), na qual os autores formalizam a ineficiência técnica na função de produção de fronteira estocástica para dados em painel. Desta forma, considere a seguinte função de produção de um determinado estado i .

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

ou

$$\ln y_{it} = x_{it}\beta_{it} + v_{it} - \mu_{it}$$

$$i = 1,2,3,\dots,n \text{ setores e } t = 1,2,3,\dots,T \text{ anos}$$

Onde y_{it} é o vetor de quantidades produzidas pela unidade de produção i no período t ; x_{it} é o vetor de insumos utilizados pela unidade de produção no período t ; β é o vetor de coeficientes a serem estimados que definem a tecnologia de produção.

Os termos v e u são vetores que representam componentes distintos do erro. O primeiro refere-se à parte aleatória do erro, com distribuição normal, independente e identicamente distribuída (iid), com truncada em zero e com variância σ_v^2 [$v \sim \text{iid } N(0, \sigma_v^2)$]. O segundo diz respeito à parte relativa à ineficiência técnica, isto é, a parte que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção (o que pode ser inferido pelo sinal negativo e pela restrição $u \geq 0$). São variáveis aleatórias não-negativas com distribuição normal-truncada, ou seja, média μ não nula [$u \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$].

O método de MQO fornece um teste simples para identificar a presença de ineficiência técnica nos dados. Se $u_i = 0$, então $\varepsilon_i = 0$. Desta forma, o termo de erro é simétrico e os dados não evidenciam a presença de ineficiência técnica. Entretanto, se $u_i > 0$, então a distribuição de $\varepsilon_i = v_i - u_i$ é negativamente assimétrica e há evidências de ineficiência técnica nos dados. Deste modo, o termo μ_{it} quantifica ineficiência técnica ou a distância em relação à fronteira de eficiência. A observação mais eficiente possível apresenta o valor 0 para μ_{it} . Isso sugere que a presença de ineficiência técnica pode ser testada diretamente por meio dos resíduos de MQO.

Toma-se então a ineficiência técnica como variante no tempo

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

Quando η é positivo, o valor dentro dos colchetes do termo exponencial se tornará não-negativo e $\exp(-\eta(t-T))$ não será menor do que 1. Este é o caso onde $\mu_{it} \geq \mu_i$. Em outras palavras, a ineficiência técnica será decrescente no tempo (efeito positivo da eficiência técnica ao longo do tempo). Se η for

negativo, a ineficiência será crescente. Quando η for nulo, observa-se uma ineficiência técnica que não varia no tempo (denominada também de ineficiência persistente).

2.2 Análise por Envoltória de Dados (DEA)

O trabalho de Coelli e Rao (2003) examina níveis e tendências no produto e produtividade da agricultura mundial utilizando-se o índice de Malmquist descrito em Färe et al (1994). Esta abordagem utiliza o método de Análise por Envoltória de Dados (*Data Envelopment Analysis* - DEA) para se construir uma fronteira de produção linear *piece-wise* (“pedaço a pedaço”) para cada ano amostral.

Segundo Coelli e Rao (2003), DEA é uma metodologia de programação linear que utiliza dados em relação às quantidades de insumos e produtos de um grupo de países para se construir uma superfície linear do tipo *piece-wise* sobre os pontos dos dados amostrais. A superfície da fronteira é construída pela solução de uma seqüência de problemas de programação linear – um para cada país da amostra. O grau de ineficiência técnica de cada país (a distância entre o dado observado e a fronteira) é produzido como um subproduto do método de construção da fronteira.

Coelli e Rao (2003) afirmam que o método DEA pode ser tanto orientado aos insumos (*input-oriented*) quanto aos produtos (*output-oriented*). No primeiro caso, o método DEA define a fronteira por meio da busca da redução proporcional máxima na utilização de insumos, com níveis de produtos mantidos constantes para cada nação. Por sua vez, no caso de ser orientado aos produtos, método DEA busca aumento proporcional máximo na produção, com os níveis de insumos mantidos constantes.

Coelli e Rao (2003) analisam que ambas as medidas fornecem as mesmas pontuações relativas à eficiência técnica quando se aplica a tecnologia de retorno constantes de escala (*Constant Returns of Scale* - CRS). Entretanto, se tornam diferentes quando se pressupõe retornos variáveis de escala (*Variable Returns of Scale* – VRS).

No trabalho de Coelli e Rao (2003), pressupõe-se uma tecnologia do tipo CRS, uma vez que se trabalha com dados agregados de nações e não com informações de fazendas individuais; e pressupõe-se orientação aos produtos pelo fato de se acreditar que, no setor agrícola, os agentes maximizam produtos dado um conjunto de insumos (e não o contrário). Deste modo, tendo-se dados para N países num período determinado de tempo, o problema de programação linear (*Linear Programming Problem* – LP) que é solucionado para o i-ésimo país em um modelo de DEA orientada aos produtos é expresso da seguinte forma:

$$\begin{aligned} & \max_{\phi, \lambda} \phi, \\ \text{s.a.} \quad & -\phi y_i + Y\lambda \geq 0 \\ & x_i - X\lambda \geq 0, \\ & \lambda \geq 0, \text{ (1)} \end{aligned}$$

onde

y_i é um vetor de produto $M \times 1$ para o i-ésimo país;

x_i é um vetor de insumo $K \times 1$ para o i-ésimo país;

Y é uma matriz de produto $N \times M$ para todos os N países;

X é uma matriz de quantidade de insumos $N \times K$ para todos os N países

λ é um vetor de pesos $N \times 1$; e

ϕ é um escalar

Observa-se que ϕ assumirá um valor maior ou igual a 1, e que $\phi - 1$ é o aumento proporcional em produtos que poderia ser atingido pelo i-ésimo país, com quantidades de insumos mantidas constantes. Observa-se também que $1/\phi$ define uma pontuação relativa à eficiência técnica (*Technical Efficiency* – TE) que varia entre zero e um - e que esta é a pontuação de TE orientada ao produto descrito nos resultados do trabalho de Coelli e Rao (2003).

A LP acima é resolvida N vezes - uma vez para cada país na amostra. Cada LP produz os vetores ϕ e λ . O parâmetro ϕ fornece informação sobre a pontuação de eficiência técnica para o i-ésimo país e o vetor λ fornece informação sobre os “colegas” do i-ésimo país (ineficiente). Os colegas do i-ésimo país são aquelas nações eficientes que define a faceta da fronteira em relação a qual o i-ésimo país ineficiente é projetado.

O problema da DEA pode ser ilustrado utilizando-se um exemplo simples. Seguindo o trabalho de Coelli e Rao (2003), considere o caso onde exista um grupo de cinco países produzindo dois *outputs* (e.g. trigo e carne). Pressupõe-se por simplicidade que cada país tenha vetores de *output* idênticos. Estes cinco países são descritos na Figura 1. Países A, B e C são nações eficientes pois elas definem a fronteira. Países D e E são países ineficientes. Para país D o número de eficiência técnica é igual à

$$(1) \quad TE_D = OD/OD'$$

e seus colegas seriam os países A e B. Na listagem DEA de *output* este país teria um número de eficiência técnica de aproximadamente 70% e teria pesos λ diferente de zero associados com países A e B. Para país E, o número de eficiência técnica é igual à

$$(2) \quad TE_E = OE/OE'$$

e seus colegas seriam os países B e C. Na listagem da DEA de *output* este país teria uma eficiência técnica de aproximadamente 50% e teria pesos λ diferente de zero associados com países B e C. Observa-se que a listagem DEA de *output* para países A, B e C forneceria pontuações de eficiência técnica igual a 1 e cada país seria computado como sendo o colega de si mesmo.

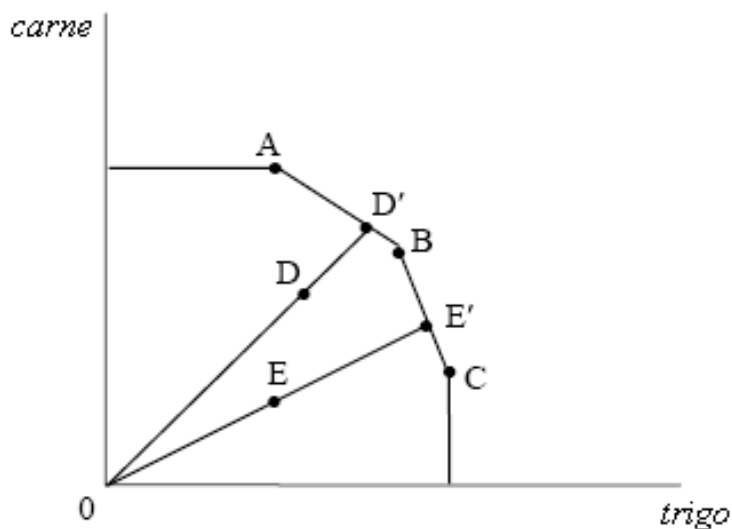


Figura 1: DEA Orientada ao Produto

Fonte: Adaptado pelo autor do trabalho de Coelli e Rao (2003).

2.2.1 Índice de Malmquist

Uma firma produtivamente eficiente é aquela que não consegue aumentar sua produção sem aumentar também alguns de seus insumos. Pelo índice de Malmquist, tal firma tem uma pontuação de eficiência de 1. Analogamente, uma firma produtivamente ineficiente obtém uma pontuação de eficiência menor do que 1.

Introduzido por Caves et al. (1982), na utilização empírica, o índice de Malmquist não requer custos ou receitas para agregar insumos e produtos, sendo ainda capaz de mensurar o crescimento da PTF num cenário de múltiplos produtos.

Para definir o índice de Malmquist, assume-se que para cada período de tempo $t = 1, \dots, T$ a tecnologia de produção S^t modela a transformação de insumos $x^t \in \mathfrak{R}_+^n$ em produtos $y^t \in \mathfrak{R}_+^m$.

$$(3) \quad S^t = \{(x^t, y^t) : x^t \text{ produz } y^t\}$$

Färe et al (1994) definem a função de distância de output em no tempo t como

$$(4) \quad D_0^1(x^t, y^t)$$

Desta forma, a função distância em relação a dois períodos diferentes mensura a alteração proporcional máxima requerida na produção para tornar (x^{t-1}, y^{t-1}) factível em relação à tecnologia no período t . Desta maneira, Caves, Christensen e Diewert (CCD) (1982) definem produtividade de Malmquist como

$$(5) \quad M_{CCD}^t = \frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)}$$

Nesta formulação, tecnologia no período t é a tecnologia de referência. Alternativamente, Färe et al (1994) definem um índice de Malmquist baseado no período $(t+1)$ como

$$(6) \quad M_{CCD}^{t+1} = \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)}$$

De forma a se evitar a escolha de um *benchmark* arbitrário, Färe et al (1994) especificam o índice de Malmquist para alterações na produtividade como a média geométrica de ambos os índices de Malmquist do tipo CCD:

$$(7) \quad M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \right) \left(\frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{1/2}$$

Uma maneira equivalente de expressar este índice:

$$(8) \quad M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) \left(\frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{1/2}$$

Em seu estudo sobre países industrializados, Färe et al (1994) observam que esta decomposição permite uma medida em que há uma distinção entre os componentes de eficiência técnica (“catching up”) e mudança tecnológica (inovação), dado que trabalhos anteriores não distinguiam estes dois componentes.

Assim, as razões dentro dos colchetes mensuram deslocamentos em tecnologia aos níveis de insumo x^t e x^{t+1} , respectivamente. Desta maneira, mudança em tecnologia é mensurada como a média geométrica destes dois deslocamentos. Os termos fora dos colchetes mensuram a eficiência técnica relativa em t e $t+1$ capturando mudanças em eficiência relativa ao longo do tempo, isto é, se a produção está se tornando mais próxima (*catching up*) ou mais distante da fronteira.

Observa-se que se $x^t = x^{t-1}$ e $y^t = y^{t-1}$ (i.e., não houve mudanças em insumos e produto entre os períodos), o índice de produtividade (11) não sinaliza nenhuma mudança: $M_0(\cdot) = 1$. Melhoras em produtividade resultam em índices de Malmquist maior do que a unidade. Analogamente, deterioração em

performance ao longo do tempo é associada com um índice de Malmquist menor do que a unidade. Além disso, melhoras em qualquer um dos componentes do índice de Malmquist também são associados com valores maiores do que a unidade destes componentes; e deterioração é associada com valores menores do que a unidade.

Finalmente, Färe et al (1994) alertam que, enquanto o produto dos componentes de mudança de eficiência e mudança técnica deve por definição igualarem-se ao índice de Malmquist, estes componentes podem estar se movendo em direções opostas. Por exemplo, um índice de Malmquist maior do que a unidade, diga-se 1,25 (que sinaliza um ganho de produtividade), poderia ter um componente de mudança de eficiência menor do que 1 (e.g., 0,5) e um componente de alteração tecnológica maior do que 1 (e.g., 2,5).

Alternativamente, Alam (2001) expressa o índice de Malmquist em termos de distâncias ao longo do eixo y, baseado na Figura 2 a seguir.

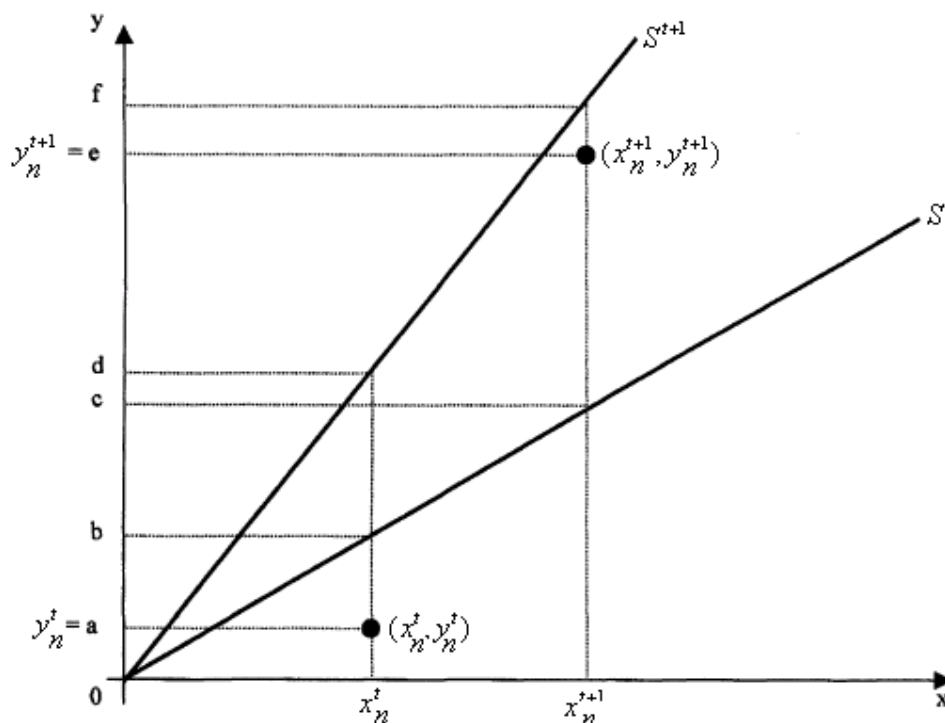


Figura 2: Índice de Malmquist

Fonte: Adaptado pelo autor do trabalho de Alam (2001).

$$\begin{aligned} \text{Índice de Malmquist} &= \frac{(Oe/Of)}{(Oa/Ob)} * \left[\frac{(Oe/Oc)(Oa/Ob)}{(Oe/Of)(Oa/Od)} \right]^{1/2} \\ &= \left(\frac{Oe}{Of} \right) \left(\frac{Ob}{Oa} \right) * \left[\left(\frac{Of}{Oc} \right) \left(\frac{Od}{Ob} \right) \right]^{1/2} = E_{t+1} * A_{t+1} \quad (9) \end{aligned}$$

Considera-se o caso de uma firma n no período t representada por (x_n^t, y_n^t) . Dado que ela se encontra sob S_t , esta firma não é eficiente e sua ineficiência produtiva é mensurada pela razão Oa/Ob . Similarmente, a mesma firma em $t+1$, denotada por (x_n^{t+1}, y_n^{t+1}) , é ineficiente em relação à fronteira S^{t+1} e sua medida de ineficiência é dada por Oe/Of .

Dado que este índice captura as dinâmicas da produtividade por meio da incorporação de dados de dois períodos adjacentes, E_{t+1} reflete as mudanças na eficiência relativa, enquanto que A_{t+1} reflete as alterações na tecnologia entre os períodos t e $t+1$. Para o índice e seus componentes, valores abaixo de

1 indicam um declínio na produtividade (regressão), enquanto que valores acima de 1 indicam crescimento (progresso). Para a firma n no exemplo, ambos componentes excedem 1. Em termos de eficiência técnica, a firma moveu-se para um ponto mais próximo da fronteira contemporânea relevante, indicando que a produção para esta firma está convergindo para a fronteira. Em termos de mudança tecnológica, a fronteira, mensurada aos níveis x de insumos x^t e x^{t+1} , moveu-se entre períodos t e $t+1$ ($A_{t+1} > 1$) (ALAM, 2001).

3. METODOLOGIA

A partir do LSPA (Levantamento Sistemático da Produção Agrícola) de janeiro de 2007 do IBGE, coletaram-se dados referentes às principais lavouras de grãos brasileiras – arroz, feijão, milho, soja e trigo. Desta forma, analisaram-se as produções obtidas em tonelada para cada cultura (*outputs*), assim como as áreas colhidas em hectares para cada lavoura (*inputs*) anualmente.

Adicionalmente, a partir da PAM (Produção Agrícola Municipal) e das estatísticas disponíveis no Ministério da Agricultura, obtiveram-se dados relacionados à quantidade total produzida (em ton.), área colhida (hectares), crédito agrícola (em R\$) e calcário agrícola (em ton.) para o período de 2001 a 2006 para os 26 Estados da Federação e o Distrito Federal, possibilitando a criação de *dummies* regionais para a análise comparativa da produtividade total dos fatores.

Inicialmente, analisaram-se os dados com base na teoria da fronteira estocástica, de forma a se verificar ganhos ou perdas de eficiências ao longo do tempo, expresso pelo componente η e parâmetros estimados das variáveis que explicam a ineficiência técnica. Tendo-se a ineficiência técnica $\mu_{it} = [\exp(-\eta(t-T))]\mu_i$ como variante no tempo, caso η seja positivo, o valor dentro dos colchetes do termo exponencial se tornará não-negativo e $\exp(-\eta(t-T))$ não será menor do que 1. Este é o caso onde $\mu_{it} \geq \mu_i$. Em outras palavras, a ineficiência técnica será decrescente no tempo (efeito positivo da eficiência técnica ao longo do tempo). Se η for negativo, a ineficiência será crescente. Quando η for nulo, observa-se uma ineficiência técnica que não varia no tempo (denominada também de ineficiência persistente).

Em relação ao índice de Malmquist, Färe et al (1994) discutem o uso da abordagem VRS no cálculo do índice de Malmquist. Calculando a “mudança na eficiência” em relação à fronteira VRS, obtêm o que chamam de “mudança na eficiência pura” e medem a mudança na escala de produção através da razão entre a “mudança na eficiência” e a “mudança na eficiência pura”. Assim, o componente mudança de eficiência (ou eficiência técnica) calculado em relação à tecnologia com CRS pode, então, ser decomposto em um componente de mudança de eficiência pura (PEC, calculado em relação à tecnologia com VRS) e, em um componente de mudança de eficiência de escala (SEC), que representa as alterações nos desvios entre as tecnologias de CRS e VRS.

Desta maneira,

$$M_0(y_{t+1}, x_{t+1}, y_t, x_t) = \text{Mudança Téc. (TECH)} * \text{Mud. de Ef. Pura (PEC)} * \text{Mud. Escala (SEC)}$$

onde

$$\text{Mud. Ef. (EFCH)} = \text{Mudança de Eficiência Pura (PEC)} * \text{Mudança de Escala (SEC)}$$

podendo ser re-escrito da seguinte maneira

$$\text{Cresc. PTF} = \text{Mudança de Eficiência (EFCH)} * \text{Mudança Técnica (TECH)}$$

A decomposição do índice de Malmquist auxilia na determinação das fontes de eficiência ou ineficiência de uma firma. $TECH > 1$ indica um progresso técnico. $EFCH > 1$ significa a eficiência progrediu, assim como $SEC > 1$ indica que a firma está se aproximando da escala ótima em $t+1$.

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 Análise de Fronteira Estocástica para a Agricultura Brasileira

Assumindo-se uma tecnologia do tipo logarítmica transcendental (translog), as estimativas dos parâmetros da fronteira de produção e do componente da ineficiência técnica estão apresentadas na Tabela 1. Os parâmetros estimados estatisticamente significantes no nível de 5% são essencialmente relacionados à área colhida e ao crédito, assim como as medidas de ineficiência técnica regionais expressas pelas variáveis *dummies*. A estatística LR apresenta valor significativo a 1%, indicando efeitos de ineficiência técnica no modelo.

Analisando-se a amostra com base na teoria da fronteira estocástica para se verificar ganhos ou perdas de eficiências ao longo do tempo, observa-se que o componente η assume sinal negativo e é significativo a 5%. Desta forma, a ineficiência técnica mostra-se crescente ao longo do tempo para a amostra analisada. Ressalta-se, no entanto, que η é único para a amostra. Desta forma, este componente não revela especificidades produtivas de cada estado.

O coeficiente para a média do componente de erro relativo à ineficiência, μ , não é estatisticamente significativo, indicando que a distribuição semi-normal é mais apropriada em relação à distribuição normal truncada ($\mu = 0$).

O sinal positivo do parâmetro β_t indica a ocorrência de progresso técnico. O indicador de ineficiência técnica, γ , apresenta valor aproximado de 0,90. Esse resultado indica que 90% da variância total do erro composto da função de produção é explicada pela variância do termo da ineficiência técnica. Isto mostra a importância de se incorporar no modelo a ineficiência técnica na função de produção.

Em relação aos parâmetros das variáveis *dummies*, todas se apresentam estatisticamente significantes para o nível de 5%. Tendo-se a região Nordeste como parâmetro por apresentar maior número de observações, verifica-se que as outras regiões são tecnicamente menos eficientes em relação à região-parâmetro. Desta forma, classificando-se segundo um grau de ineficiência crescente, apresenta-se a região Norte seguida da região Sudeste, Sul e Centro-Oeste, respectivamente.

Os coeficientes β_t e β_{tt} indicam que a parte neutra do progresso técnico tem um efeito positivo sobre a produção. Os sinais dos coeficientes β_{At} , β_{Ct} , β_{Dt} e β_{Rt} indicam, respectivamente, que a parte não neutra do progresso técnico caminha de modo inverso com a área, crédito, defensivos e juntamente com o calcário. No entanto, esses parâmetros não são significantes a 5%. Isto é, o progresso técnico tende a diminuir a utilização da área colhida, do crédito agrícola, defensivos, e, por outro lado, a estar associado ao aumento da utilização do calcário.

Tabela 1 – Modelo de ineficiência variável no tempo (B&C, 1992)

lny	Coef.	Erro-padrão	z	P>z	Intervalo de confiança 95%	
					inferior	superior
					Wald $\chi^2_{(24)} = 3638,03$	
					Prob > $\chi^2 = 0,0000$	
					Log da Função de Verossimilhança = 46,578465	
					Obs. por estado: min = 1	
					Média: 5,6	
					Máximo: 6	
$\beta_t(t)$	0,5324	0,2963	1,80	*	-0,0483	1,1131
$\beta_{tt}(1/2)t^2$	0,0094	0,0175	0,53		-0,0250	0,0437
$\beta_A(\ln areacolhida)$	1,9117	1,8004	2,39	***	0,3428	3,4805
$\beta_C(\ln credito)$	-2,6287	0,6895	-3,81	***	-3,9801	-1,2771
$\beta_D(\ln defensivos)$	0,0022	0,4079	0,01		-0,7974	0,8018
$\beta_R(\ln calcario)$	1,1503	0,7372	1,56		-0,2945	2,5952
$\beta_{AA}((1/2)\beta_A\beta_A)$	-0,3438	0,0810	-4,24	***	-0,5025	-0,1849
$\beta_{CC}((1/2)\beta_C\beta_C)$	0,1024	0,0583	1,76	**	-0,0118	0,2167
$\beta_{DD}((1/2)\beta_D\beta_D)$	-0,0006	0,0323	-0,39		-0,0759	0,0507
$\beta_{RR}((1/2)\beta_R\beta_R)$	-0,0658	0,0693	-0,95		-0,2017	0,0702
$\beta_{At}(t\beta_A)$	-0,0149	0,0231	-0,64		-0,0602	0,0304
$\beta_{Ct}(t\beta_C)$	-0,0193	0,0200	-0,97		-0,0585	0,0198
$\beta_{Dt}(t\beta_D)$	-0,0006	0,0097	-0,06		-0,0196	0,0185
$\beta_{Rt}(t\beta_R)$	0,0189	0,0193	0,98		-0,0190	0,0568
β_{AC}	0,1267	0,0577	2,19	***	0,0134	0,2399
β_{AD}	0,0180	0,0425	0,42		-0,0652	0,1013
β_{AR}	0,1189	0,0516	3,66	***	0,0879	0,2903
β_{CD}	-0,0029	0,0239	-0,12		-0,0498	0,0440
β_{CR}	-0,1518	0,0425	-3,56	***	-0,2352	-0,0682
β_{DR}	-0,0351	0,0413	-0,85		-0,1161	0,0458
δ_1 (dummy região norte)	0,8565	0,1539	5,56	***	0,5546	1,1582
δ_2 (dummy região sudeste)	1,0735	0,2525	4,25	***	0,5785	1,5684
δ_3 (dummy região sul)	1,1111	0,2599	4,27	***	0,6016	1,6206
δ_4 (dummy região centro-oeste)	1,2213	0,1893	6,45	***	0,8503	1,5923
β_0	15,1157	5,8720	2,57	***	3,6067	26,6246
μ	0,9707	0,6959	1,39		-0,3932	2,3346
η	-0,1290	0,0395	-3,26	***	-0,2066	-0,0514
$\ln \sigma^2$	-1,7685	0,4409	-4,01	***	-2,6327	-0,9043
ilgt γ	2,1697	0,5366	4,04	***	1,1179	3,2215
σ^2	0,1705	0,0752			0,0718	0,4048
γ	0,8974	0,0493			0,7536	0,9616
σ_u^2	0,1530	0,0756			0,0048	0,3013
σ_v^2	0,0174	0,0023			0,0129	0,0220

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados coletados da PAM e do Ministério da Agricultura para o modelo proposto de fronteira estocástica.

Nota: *** significativo a 1%; ** significativo a 5%; * significativo a 10%.

Na Tabela 2 são apresentados alguns testes estatísticos construídos com a finalidade de se verificar a consistência de hipóteses específicas relacionadas à função fronteira de produção adotada no modelo empírico.

Tabela 2 – Teste da razão de verossimilhança dos parâmetros da fronteira estocástica de produção

Teste	Hipótese Nula	Valor de λ	Prob> χ^2	Decisão (Nível de 5%)
1	$H_0 : \beta_{it} = \beta_{AA} = \dots = \beta_{RR} = \beta_{AC} = \dots = \beta_{DR} = 0$	40.71	0.0000	Rejeita H_0
2	$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4$	50.67	0.0000	Rejeita H_0
3	$H_0 : t = t^2 = t\beta_A = t\beta_C = t\beta_D = t\beta_R = 0$	6.23	0.3984	Aceita H_0

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados coletados da PAM e do Ministério da Agricultura para o modelo proposto de fronteira estocástica.

A primeira hipótese nula refere-se ao teste de adequação do modelo Cobb-Douglas relativamente à forma funcional menos restritiva expressa pela translog. Assim testa-se a hipótese de que todos os coeficientes de segunda ordem e os coeficientes dos produtos cruzados são iguais a zero. O valor da razão de verossimilhança, 40.71, supera o valor crítico da estatística $\chi^2_{(11)}$ com nível de significância de 5% à direita.

Duffy e Papageorgiou (2000) rejeitam a especificação Cobb-Douglas utilizando um painel de dados para 82 países em um período de 28 anos. Adicionalmente, examinando-se o impacto da tecnologia de produção sobre a eficiência técnica, Kneller e Stevens (2003) rejeitam a especificação da função de produção agregada na forma Cobb-Douglas em favor da translog e concluem que o efeito da forma funcional sobre as medidas de eficiência é muito pequeno. Desta maneira, a função de produção translog constitui uma forma funcional mais flexível e é uma aproximação para qualquer fronteira de produção. O resultado deste teste apresentado na Tabela 2 rejeita a especificação na forma de uma função Cobb-Douglas em favor do modelo translog especificado.

A segunda análise refere-se ao teste de significância conjunta dos parâmetros das variáveis que explicam a ineficiência técnica. O resultado rejeita a hipótese de que os parâmetros são simultaneamente iguais a zero.

O último teste examina a estabilidade da fronteira de produção com relação à variável tempo, que configura a presença ou não de progresso tecnológico no período analisado. Desta forma, o resultado do teste aceita a hipótese nula de que não houve progresso técnico em nenhuma das formas conhecidas para a amostra e o período analisado.

Desta maneira, de acordo com os dados e o período analisado, observa-se que não houve uma melhora produtiva agregada ao longo do período analisado. Em ordem decrescente, as regiões brasileiras que apresentaram maior grau relativo de eficiência foram as regiões Nordeste, Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Esse resultado aponta para as novas fronteiras agrícolas brasileiras, onde a produção de grãos avança rapidamente, seguida pela atividade pecuária.

Adicionalmente, os insumos mais significativos que contribuíram para a produtividade agrícola brasileira foram o fator terra, assim como o crédito agrícola. Por outro lado, os insumos relacionados aos defensivos agrícolas e calcário não foram significativos para explicar a produtividade agrícola brasileira durante o período analisado.

De acordo com o Boletim de Conjuntura IPEA, considerando-se os anos agrícolas 2000/2001 a 2004/2005, o setor aumentou em nada menos que R\$ 41,8 bilhões seu endividamento só por conta do crédito de investimento, constituindo-se aproximadamente metade do crédito agrícola total. O crédito de investimento destaca-se por não ser de ciclo anual como o crédito de custeio destinado a cobrir despesas normais dos ciclos produtivos. Ele é cumulativo e exerce importância significativa na análise do comportamento do setor agrícola.

Para ilustrar, considerando apenas os anos agrícolas 2003/2004 e 2004/2005, o setor contraiu uma dívida *adicional* de R\$ 20,9 bilhões, só na rubrica investimento, quase o mesmo valor do crédito de custeio, que foi, em média, de R\$ 22 bilhões (B. CONJ. IPEA, 2005). Desta forma, o crédito agrícola

inserido no modelo é uma *proxy* adequada e relevante para a representação de maquinários na contribuição da produtividade agrícola brasileira.

4.2 Análise de Fronteira Estocástica para as Principais Lavouras de Grãos Brasileiras

Estimou-se o seguinte modelo de input e output únicos

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_L \ln L_{it} + v_{it} - \mu_{it}$$

em que Y_{it} é a produção obtida para a i -ésima lavoura de grão no período t e L_{it} é a área colhida para a i -ésima lavoura no período t .

Analisando-se a cultura de trigo, observa-se que o componente η assume um coeficiente negativo, mas não é significativo a 5%, o que indica uma ineficiência decrescente ao longo do tempo. O teste do Log da Função de Verossimilhança (também denominada estatística LR – *Likelihood Ratio*) indica a relevância da presença da ineficiência técnica no modelo. Este teste LR é uma distribuição qui-quadrado sob a hipótese nula de que não houve efeitos de ineficiência técnica. Para a cultura do trigo, este teste é significativo a 1%.

Para a lavoura de milho, verifica-se que o componente η assume um coeficiente positivo. Desta maneira, $\mu_{it} \geq \mu_i$ e a ineficiência técnica deve crescer a taxas decrescentes, constatando-se um efeito positivo da eficiência tecnológica (movimento de alcance da fronteira). Além disso, o teste LR confirma tal fenômeno de que não houve efeitos de ineficiência técnica, cujo valor não é significativo a 5%.

Observando-se os resultados para a lavoura de arroz, analisa-se que o componente η assume um coeficiente negativo mas não significativo a 5%. Assim, a ineficiência técnica será decrescente no tempo, com o teste LR indicando que não houve efeitos de ineficiência técnica.

Em relação ao feijão e soja, apesar da não-convergência das estimativas de máxima verossimilhança, observa-se que η assume um coeficiente positivo, o que indica um efeito positivo da eficiência técnica no tempo, apesar de não ser significativo a 5% em ambas as culturas analisadas.

Os resultados obtidos não foram inteiramente satisfatórios para se interpretar a eficiência ou ineficiência técnica para as lavouras individualmente no tempo, uma vez que μ não se mostra um componente estatisticamente importante (a 5%) para se concluir que a ineficiência é um componente importante para cada uma das lavouras de grãos brasileiras individualmente.

A seguir, a Tabela 3 com os principais resultados obtidos

Tabela 3 – Resultados da SFA, Modelo de Ineficiência Variável no Tempo, Lavouras de Grãos, Brasil (2001-2006)

LAVOURA	μ	P>z	η	P>z	Prob> χ^2
Arroz	0.0969	0.123	-18.9413	0.999	0.0000
Feijão*	1.7772	0.832	0.0153	0.826	0.0000
Milho	0.0817	0.585	0.4466	0.072	0.2713
Soja*	2.17e-06	0.002	-	-	0.0000
Trigo	0.0712	0.716	-2.3633	0.913	0.0001

Fonte: Resultados da pesquisa obtidos a partir de dados coletados do LSPA/IBGE.

Nota: * indica não convergência de MV.

4.3 Análise por Envoltória de Dados (DEA): Índices de Malmquist

A partir dos dados do LSPA/IBGE para as principais lavouras de grãos brasileiras - arroz, feijão, milho, soja e trigo - obtiveram-se os seguintes resultados conforme a Tabela 4 a seguir.

Tabela 4 – Média da Produtividade Total dos Fatores e seus Componentes, Lavouras de Grãos, Brasil (2001-2006)

Lavoura	Índice de Malmquist	Mudança Técnica (TECH)	Mudança de Eficiência (EFCH)	Mudança de Ef. Pura (PEC)	Mudança de Escala (SEC)
Arroz	1.152	1.270	0.907	0.930	0.975
Feijão	1.303	1.270	1.027	1.013	1.013
Milho	1.300	1.270	1.024	1.020	1.004
Soja	1.262	1.270	0.994	0.970	1.024
Trigo	1.218	1.270	0.959	1.001	0.958
Média	1.246	1.270	0.981	0.986	0.995

Fonte: Resultados da pesquisa.

No período de 2001 a 2006, a PTF das principais lavouras de grãos brasileiros cresceu 24,6%, de acordo com os cálculos dos índices de Malmquist. O componente desse crescimento foi o índice de mudança técnica, que aumentou 27%. Por outro lado, o componente referente à mudança de eficiência declinou 1,9% durante o período. Desta maneira, considera-se o efeito da inovação tecnológica durante o período em estudo mais expressiva do que o efeito de alterações em eficiência para as lavouras em análise.

Dentre as lavouras analisadas, o feijão foi a cultura que experimentou a maior elevação de PTF (+0,30%) durante o período observado. Analisa-se adicionalmente que o principal componente desse crescimento em sua PTF foi a mudança técnica (+27%), uma vez que o crescimento da eficiência respondeu por apenas 2,7% da elevação da PTF. Decompondo-se o índice EFCH, verifica-se que os índices de mudança de eficiência pura e mudança de escala respondem por 50% do crescimento deste índice, dado o crescimento de 1,3% de ambos.

Em seguida, a cultura do milho foi a lavoura que obteve o segundo maior crescimento em sua PTF durante o período em análise. Observa-se que sua elevação de 30% no índice de Malmquist se deve predominantemente à mudança técnica, que sofreu crescimento de 27%, similarmente à média global dos dados em estudo. No entanto, a componente mudança de eficiência técnica não obteve um regresso, mas um aumento de 2,4%. Dentre seus subcomponentes, a elevação deste índice EFCH ocorreu sobretudo devido à mudança de eficiência pura, que progrediu em 2,0%, enquanto que o componente mudança de escala sofreu um crescimento de 0,4%.

Observa-se também que cultura da soja sofreu a terceira maior elevação da PTF (+26,2%), na qual se predominou também o índice de mudança técnica em detrimento da mudança. No entanto, ao contrário da cultura do feijão, há um regresso na mudança de eficiência (-0,6%). Verifica-se que tal declínio neste componente ocorre pela regressão do índice de mudança de eficiência pura, que apresentou um declínio de 3%, e não por alterações no componente referente à mudança de escala, que obteve um crescimento de 2,4% durante o período em análise.

Adicionalmente, verifica-se que a lavoura de trigo obteve a quarta maior elevação na PTF (+21,8%) ao longo do período observado, cujos efeitos ocorreram exclusivamente pelos efeitos da mudança técnica, em que se implica a inovação tecnológica, que obteve um progresso de 27%, encontrando-se na média das lavouras em estudo. No entanto, houve mudança de eficiência para esta cultura ao longo do período em análise (-4,1%). Dentre seus componentes, observa-se que a regressão neste item ocorreu devido à mudança de escala, que sofreu uma diminuição de 4,2 durante os anos de 2001 a 2006. Caso contrário, poder-se-ia verificar uma melhora ou estabilidade neste índice de eficiência, uma vez que o componente referente à mudança de eficiência pura para a lavoura de trigo obteve uma progressão de 0,01%.

Constata-se que, dentre as principais lavouras de grãos brasileiros, a cultura de arroz sofreu o menor crescimento da PTF entre 2001 e 2006 (+15,2%). Assim como as outras lavouras, houve progresso na mudança técnica (+27%). Entretanto, o regresso no índice relacionado com a mudança de eficiência foi o mais expressivo dentre os grãos analisados (-9,3%), sendo a única cultura a sofrer diminuição de ambos os componentes referentes à mudança de eficiência pura (-7%) e mudança de escala (-2,5%).

Desta maneira, observa-se que em todas as principais lavouras de grãos brasileiros houve progresso no índice referente à mudança técnica. Em outras palavras, verificou-se o deslocamento da fronteira tecnológica, uma vez que se detectou que, em média, o produto de uma lavoura em $t+1$ é maior do que o produto potencial máximo que poderia ser obtido no período t , em função dos fatores de produção de $t+1$.

O componente que influenciou negativamente no desempenho no índice de Malmquist verificados nas culturas de arroz, soja e trigo relaciona-se com a mudança de eficiência. Dado que este componente de “mudança de eficiência”, calculado em relação à tecnologia com RCE, pode ser decomposto em mudança de “eficiência pura” e “mudança de eficiência de escala”, observa-se que para todas as lavouras ocorreu somente o regresso da “eficiência pura” - mudança de eficiência em relação à fronteira RVE - como é o caso da soja, ou somente o regresso da “mudança de escala” - razão entre a mudança na eficiência e a mudança na eficiência pura, representando alterações nos desvios entre as tecnologias de RCE e RVE - como ocorreu com a cultura de trigo. No entanto, a exceção relaciona-se com a lavoura de arroz, em que ambos os tipos de regresso relacionados com a mudança de eficiência ocorreram.

A partir das Tabelas 5, 6 e 7, verifica-se a evolução anual da PTF e seus principais componentes – mudança de eficiência (aproximação da fronteira) e mudança técnica (inovação) – anuais para cada lavoura, analisando-se em particular as alterações entre os últimos períodos em estudos (2005/2006).

Tabela 5 - Produtividade Total dos Fatores, Grãos, Brasil (2001-2006)

Ano	Arroz	Feijão	Milho	Soja	Trigo
2002	0.719	1.113	1.327	1.310	1.297
2003	1.538	1.194	4.057	2.720	3.498
2004	2.407	1.802	0.644	1.235	0.987
2005	1.445	1.504	1.153	0.878	0.757
2006	0.526	1.045	0.929	0.830	0.790

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 6 - Mudança de Eficiência, Grãos, Brasil (2001-2006)

Ano	Arroz	Feijão	Milho	Soja	Trigo
2002	0.649	1.005	1.198	1.182	1.171
2003	0.414	0.321	1.091	0.731	0.941
2004	2.666	1.996	0.714	1.367	1.093
2005	1.397	1.454	1.115	0.849	0.732
2006	0.614	1.218	1.084	0.967	0.921

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela 7 – Mudança Técnica, Grãos, Brasil (2001-2006)

Ano	Arroz	Feijão	Milho	Soja	Trigo
2002	1.108	1.108	1.108	1.108	1.108
2003	3.719	3.719	3.719	3.719	3.719
2004	0.903	0.903	0.903	0.903	0.903
2005	1.034	1.034	1.034	1.034	1.034
2006	0.858	0.858	0.858	0.858	0.858

Fonte: Resultados da pesquisa.

A partir das tabelas apresentadas, constata-se que somente a cultura de feijão cresceu em sua PTF de 2005 para 2006. Observa-se que sua mudança de eficiência superou o desempenho negativo do componente relacionado à inovação. Por outro lado, o milho foi a única lavoura além do feijão que obteve crescimento no componente relacionado à mudança de eficiência. No entanto, esse progresso não compensou o declínio sofrido pelo índice de mudança técnica.

Evidência comum a todas as culturas estudo é o declínio no componente tecnológico em 2006, fruto da crise agrícola e seu endividamento que afetou principalmente as lavouras de grãos, interferindo na aquisição de insumos como máquinas e fertilizantes que seria a inovação tecnológica captada por este componente do índice de Malmquist para o aumento da produtividade.

Segundo o IPEA, o aumento do endividamento ocorreu devido a duas condições satisfeitas: expectativas excessivamente otimistas em relação ao futuro e uma oferta generosa de crédito dado o risco inerente do negócio. As expectativas otimistas tiveram como base a elevação dos preços das commodities agrícolas, que coincidiu com a desvalorização cambial, vista como um fenômeno permanente com o término da âncora cambial de 1999 e crescimento chinês. Por outro lado, a expansão da fronteira agrícola sobretudo no Centro-Oeste para as lavouras de grãos foi coberta pelo crédito de instituições bancárias (públicas e privadas), assim como por empresas fornecedoras desses produtos. A expansão da lavoura esteve associada a um alto endividamento dos produtores no curto e longo prazo, levando o sistema financeiro a restringir o acesso do setor a novos empréstimos, interferindo na manutenção do nível corrente das atividades e, por conseguinte, refletindo na aquisição de novas tecnologias para aumento de produtividade (B. CONJ. IPEA., 2005, 2006, 2006a, 2007).

No entanto, apesar da intervenção governamental para renegociação dos débitos dos agricultores em 2006, débitos acumulados continuam a atrasar um novo salto expansionista da atividade que seria verificado por índices tecnológicos positivos, deprimindo a capacidade potencial de crescimento e inviabilizando novos investimentos tanto para incorporação de novas áreas quanto para capital visando o aumento da produtividade. Assim, o desempenho negativo em 2006 na mudança tecnológica para todas as culturas em análise é evidenciado pela queda no uso de insumos na agricultura como a utilização de fertilizantes e calcário (B. CONJ. IPEA., 2005, 2006, 2006a, 2007).

5. CONCLUSÃO

Neste artigo, utilizaram-se as técnicas de Análise de Fronteira Estocástica para se estimar crescimento ou decrescimento de ineficiências no tempo, assim como o método de programação linear Data Envelopment Analysis e o índice de Malmquist para se analisar as fontes de alterações da PTF para as lavouras brasileiras de feijão, milho, soja, trigo, arroz – consideradas as principais lavouras de grãos do País – ao longo do período que compreende os anos de 2001 a 2006.

Na análise de fronteira estocástica para a agricultura brasileira, assumindo-se uma tecnologia do tipo translog, observa-se que não houve uma melhora produtiva agregada ao longo do período analisado. Em ordem decrescente, as regiões brasileiras que apresentaram maior grau relativo de eficiência foram as regiões Nordeste, Norte, Sudeste, Sul e Centro-Oeste. Esse resultado aponta para as novas fronteiras agrícolas brasileiras, onde a produção de grãos avança rapidamente, seguida pela atividade pecuária.

Adicionalmente, os insumos mais significativos que contribuíram para a produtividade agrícola brasileira foram o fator terra, assim como o crédito agrícola - sendo este último uma *proxy* adequada e relevante para a representação de maquinários na contribuição da produtividade agrícola brasileira. Por outro lado, os insumos relacionados aos defensivos agrícolas e calcário não foram significativos para explicar a produtividade agrícola brasileira durante o período analisado.

Aplicando-se a SFA para as principais culturas de grãos brasileiras, verificou-se que os resultados obtidos não foram inteiramente satisfatórios para se interpretar a eficiência ou ineficiência técnica para as lavouras individualmente no tempo, gerando resultados que, em suma, não admitiam perda de eficiência, mas que, simultaneamente, não ofereciam um nível de significância estatístico razoável para se inferir afirmações conclusivas em relação à eficiência ou ineficiência de cada lavoura de grão brasileira.

Por outro lado, os índices de Malmquist revelaram resultados esclarecedores. Em relação às médias ao longo do período em estudo, observou-se que as maiores alterações na PTF ocorreram, em ordem decrescente, para as lavouras de feijão, milho, soja, trigo e arroz.

Embora a média das variações tenha indicado alterações positivas na PTF, analisando-se as alterações entre os anos de 2005 e 2006, verificou-se que houve declínio no componente referente às inovações tecnológicas para todas as principais lavouras de grãos brasileiras, juntamente com perda de eficiência produtiva para todas as culturas, com exceção do feijão e do milho. No entanto, somente a

lavoura de feijão obteve variação positiva em sua PTF, uma vez que, dentre as principais lavouras de grãos brasileiras, foi a única cujo ganho de eficiência conseguiu superar o efeito negativo da utilização de tecnologia. O declínio generalizado do componente de tecnologia pode ser explicado pela crise de endividamento da agricultura que afetou especialmente as lavouras de grãos em 2005/2006, ocasionando a queda na utilização de insumos agrícolas e interferindo negativamente na manutenção do nível corrente das atividades agrícolas no Brasil e, especialmente, nas principais culturas de grãos analisadas.

REFERÊNCIAS

- Afriat, S. N., "Efficiency Estimation of Production Functions," *International Economic Review*, XI11 (1972), 568-98.
- Aigner, D. J. and S. F. Chu (1968). "Estimating the Industry Production Function", *American Economic Review* 58, 826-39.
- Aigner, D., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt. (1977). "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models." *Journal of Econometrics* 6, 21–37.
- Alam, I. M. S., 2001. A Non-Parametric Approach for Assessing Productivity Dynamics of Large Banks. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, 121 – 139.
- Battese, G., Coelli, T. (1992), "Frontier production functions, technical efficiency and panel data with application to paddy farmers in India" in *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 3, pp. 153-169.
- Battese, G., Coelli, T. (1995), "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data" in *Empirical Economics*, Vol. 20, pp. 325-332.
- Boles. J. N. "Efficiency Squared-Efficient Computation of Efficiency Indexes." *Proc. Thirty-ninth Ann. Meeting, Western Farm Econ. Assoc. (1966)*.
- Bressler, R. G. "The Measurement of Productive Efficiency." *Proc. Thirty-ninth Ann. Meeting, Western Farm Econ. Assoc. (1966)*.
- Caves, Douglas W.; Laurits R. Christensen; and W. Erwin Diewert (1982), "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity, *Econometrica* 50: 1393-1414.
- Charnes, A.; Cooper, W. W.; Rhodes, E. Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, v. 2, n. 6, p. 429-444, 1978.
- Coelli, Tim J. and Rao, D. S. Prasada (2003) Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980-2000. Working Paper no. 02/2003, *Centre for Efficiency and Productivity Analysis*, School of Economics, The University of Queensland.
- Cornwell, C., P. Schmidt, and R. Sickles. (1990). "Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels." *Journal of Econometrics* 46, 185–200.
- Debreu, G. The coefficient of resource utilization. *Econometrica*, 19, p. 273-292, 1951.
- Duffy, J.; Papageorgiou, C. A cross-country empirical investigation of the aggregate production function specification. *Journal of Economic Growth*, 5, p. 87-120, 2000.

- Färe, R., S. Grosskopf, M. Norris and Z. Zhang (1994), "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrialized Countries, *American Economic Review*, 84, 66-83.
- Farrell, M. J.; The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A, Part 3*, p. 253-290, 1957.
- Greene, W. H., "Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions," *Journal of Econometrics*, XI11 (1980), 27-56.
- IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). *Levantamento Sistemático da Produção Agrícola*. Rio de Janeiro v.18 n.01 p.1-76. jan.2007.
- IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). *Boletim de Conjuntura*, n. 71, dez. 2005.
- IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). *Boletim de Conjuntura*, n. 73, jun. 2006.
- IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). *Boletim de Conjuntura*, n. 74, set. 2006a.
- IPEA (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada). *Boletim de Conjuntura*, n. 76, mar. 2007.
- Jondrow, J., C. A. K. Lovell, I. Materov, and P. Schmidt. (1982). "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model." *Journal of Econometrics* 19, 233–238.
- Koopmans, T. C. An analysis of production as an efficient combination of activities. In: Koopmans, T. C. (Ed.). *Activity analysis of production and allocation*. Wiley, New York: Cowles Commission for Research in Economics, Monograph, n. 13, 1951.
- Kneller, R.; Stevens, P. A. The specification of the aggregate production function in the presence of inefficiency. *Economic Letters*, 81, p. 223-226, 2003.
- Kopp, R. J; Diewert, W. E. The decomposition of frontier cost function deviations into measures of technical and allocative efficiency. *Journal of Econometrics*, v. 19, p. 319 – 331, 1982.
- Kumbhakar, S. C. (1990). "Production Frontiers, Panel Data and Time-Varying Technical Inefficiency." *Journal of Econometrics* 46, 201–211.
- Lee, L.F. 1983. A test for Distributional Assumptions for the Stochastic Frontier Functions. *J. of Econometrics*. 22:245-268.
- Meeusen, W., and J. van den Broeck. (1977). "Efficiency Estimation from Cobb–Douglas Production Functions with Composed Error." *International Economic Review* 18, 435–444.
- Pitt, M. M., and L. F. Lee. (1981). "Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry." *Journal of Development Economics* 9, 43–64.
- Richmond, J. "Estimating the Efficiency of Production", *International Economic Review*, XV (June 1974), 515-21.
- Schmidt, P. and Lovell, C.A.K. (1979). Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers. *Journal of Econometrics*, vol. 9, pp. 343-366. North-Holland.

Schmidt, P., and R. Sickles. (1984). "Production Frontiers and Panel Data." *Journal of Business & Economic Statistics* 2(4), 367-74.

Seitz, W. D. "Efficiency Measures for Steam-Electric Generating Plants." *Proc. Thirty-ninth Ann. Meeting, Western Farm Econ. Assoc.* (1966).

Seitz, W. D., "Productive Efficiency in the Steam-Electric Generating Industry," *Journal of Political Economy*, LXXIX (1971), 878-86.

Shepard, R. W. 1953, *Cost and Production Functions*, Princeton University Press.

Sitorus, B. L. "Productive Efficiency and Redundant Factors of Production in Traditional Agriculture of Underdeveloped Countries." *Proc. Thirty-ninth Ann. Meeting, Western Farm Econ. Assoc.* (1966).

Stevenson, R.E. (1980). Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation. *Journal of Econometrics*, vol. 13, pp. 57-66. North-Holland.

Timmer, C. P., "Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency," *Journal of Political Economy*, LXXIX (1971), 776-94.