

PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES NA AGRICULTURA BRASILEIRA 1970-1999: UM ESTUDO APLICADO SOBRE SUA COMPOSIÇÃO E SEUS DETERMINANTES

Paulo Dutra Costantin^a
(pdcc.prof@gmail.com)

Thiago Batista Rocha^b
(rochazn@gmail.com)

Caio Cícero de Toledo Piza^c
(ctpiza@ppge.ufrgs.br)

Resumo

O propósito do presente estudo foi avaliar o nível Produtividade Total dos Fatores (PTF) entre 1970 e 1999, utilizando-se o índice de *Malmquist*, que pode ser decomposto em dois componentes: as medidas de variação tecnológica e técnica. O método que caracteriza o desenvolvimento da presente pesquisa é DEA – *Data Envelopment Analysis*. Em seguida, o índice de PTF foi utilizado conjuntamente com as séries “crédito agrícola” e “uso de fertilizantes” para a estimação de um vetor de correção de erros e de funções de impulso-resposta, com a intenção de se verificar a dinâmica de curto prazo e a relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis.

Palavras-Chave: Produtividade Total dos Fatores, Índice de Produtividade de *Malmquist*, Agricultura Brasileira, Modelo de Correção de Erros e Função Impulso-Resposta .

Abstract

This study is supposed to evaluate the Total Factor Productivity (TFP) level, by using Malmquist's index which can be decomposed into two components of measurements: technological and technical variations. The method that characterizes the development of the present research is Date Envelopment Analysis (DEA). Secondly, the PTF index was selected with two other series, “agriculture credit” and “use of fertilizers”, to the estimation of an error correction model (VECM) and generalized impulse-response functions in order to assess the short-run dynamic process and the long run equilibrium relations between these variables.

Keywords: Total Factor Productivity, Malmquist's Index Productivity, Brazilian Agricultural, Error-Correction Models and Impulse-Response Functions.

Área 10: Economia Agrícola e Meio Ambiente.

Classificação JEL: Q1, Q10.

^a Professor do Depto de Economia da Universidade Presbiteriana Mackenzie/SP.

^b Assistente de Pesquisa do Depto de Economia da Universidade Presbiteriana Mackenzie/SP.

^c Professor do Depto de Economia da Universidade Presbiteriana Mackenzie/SP.

1. Introdução

Este artigo preocupou-se em analisar os possíveis determinantes da produtividade na agricultura brasileira de 1970 a 1999. Sobre este assunto encontra-se vasta literatura, porém sua maioria, trata o assunto apenas como *locus* da produção, sendo que alguns nem sequer relatam como estes ganhos de produtividade se distribuem em eficiência técnica e tecnológica. Logo, o presente trabalho tem por objetivo mensurar e compreender como os ganhos de produtividade na agricultura ocorreram no Brasil.

O artigo de VICENTE *et al.* (2001, p. 7) mostra que houve um aumento da produção na agricultura no período de 1970 a 1999. Este aumento, segundo o autor, deve-se à intensificação do uso de defensivos e fertilizantes que propiciaram a expansão da fronteira agrícola. Ainda segundo este autor, a única forma de manter-se a sustentabilidade destes ganhos é via aumentos da produtividade.

Por sua vez, o artigo de GASQUES E CONCEIÇÃO (1997, p. 7) mostra que o crescimento da agricultura brasileira, a partir dos anos oitenta, guarda estreita relação com os ganhos de produtividade. Este crescimento teria ocorrido de forma heterogênea sendo maior nas lavouras nas quais se cultivam produtos exportáveis quando comparado ao cultivo de produtos direcionados ao mercado interno. Para estes autores, uma possível explicação para esta dicotomia seria a incorporação intensa de tecnologia nas lavouras que destinam seus produtos para exportação.

A preocupação com os ganhos de produtividade provenientes de inovações e/ou progresso tecnológico, traz mais uma questão a respeito dos benefícios da tecnologia. Além das controvérsias identificáveis no campo da teoria do crescimento econômico, a reflexão sobre o impacto da tecnologia no crescimento econômico inclui dificuldades metodológicas, uma vez que a mensuração dos ganhos de produtividade ainda não encontra métodos consensuais.

As relações entre crescimento e produtividade são usualmente mensuradas utilizando-se índices de produtividade parcial. Os indicadores oficiais, inclusive, referem-se apenas às produtividades da terra e do trabalho. Este tipo de metodologia não considera uma vasta quantidade de insumos que são comumente utilizados na produção agrícola.

Análises empíricas comprovam que os índices de produtividade parciais são insuficientes na captação do grau de participação de um determinado insumo para o aumento do produto, devido à não-consideração de outros insumos utilizados na produção.

GASQUES E CONCEIÇÃO (2000) utilizaram o índice de *Törnqvist*, como um índice de produtividade total de fatores (PTF) que apresenta um melhor desempenho se comparado aos índices de *Laspeyres* e *Paasche*. O índice de *Törnqvist* é muito usado nas análises de produtividade, porém, para que se possa fazer uso de tal índice, admite-se implicitamente perfeita substitubilidade dos fatores. Esta hipótese é fortemente questionada “como boa aproximação para o mundo real”. (CONCEIÇÃO E GASQUES, 1997, p. 10).

A mensuração da PTF pelo índice de *Malmquist* apresenta dificuldades similares ao índice de *Törnqvist*, porém, quando adotado, tal índice não se restringe a mutabilidade na qualidade dos insumos ao longo do tempo. Esta mudança qualitativa só pode ser captada dada a utilização dos preços correntes como *proxy* das quantidades. Esta qualidade leva a um equívoco: aumentos da produtividade podem captar uma relação errônea entre crescimento da produtividade e elevação da capacidade tecnológica. (BARROS, 1999).

Este viés deve ser tratado com cuidado, especificamente na interpretação dos resultados, pois o índice pode captar economias e deseconomias de escala que podem explicar os aumentos da produtividade via redução de custos. Esta visão que relaciona aumentos de produtividade com avanços tecnológicos vem sendo duramente criticada pelo meio acadêmico. CONCEIÇÃO E GASQUES (1997) e BARROS (1999).

Como salienta BARROS (1999), não se pode qualificar com extrema convicção que todos os movimentos de ascensão da PTF se devam a melhorias tecnológicas. Portanto

existem movimentos exógenos aos modelos, como mudanças institucionais, que por sua vez possibilitam ganhos de eficiência alocativa que não necessariamente guardam relação com o progresso tecnológico.

Seguindo a linha de raciocínio de BARROS (1999), a relação de ganhos de produtividade com avanço tecnológico possui relevância na problemática do aumento da PTF. A possibilidade de classificar os avanços da mesma em termos de eficiência técnica e/ou progresso tecnológico, representa uma das qualidades dos índices de PTF.

Desta forma, apesar das dificuldades apresentadas com relação às críticas apresentadas a respeito dos modelos que calculam a PTF, o presente artigo optou por utilizar o índice de *Malmquist* por este apresentar maior flexibilidade com relação à existência de dados, de não precisar especificar uma função, em virtude do índice poder ser obtido via modelos paramétricos e não-paramétricos e, finalmente, por não entrar no mérito de captar economias ou deseconomias de escala.

Para REBELO (2000, p. 10) o método de decomposição do índice de PTF- *Malmquist*, normalmente é obtido via modelos de fronteira paramétrica ou não-paramétrica. Nesta pesquisa, optou-se por utilizar o modelo de fronteira não-paramétrico do tipo DEA (Análise Envoltória de Dados), já que, nesse caso, não é necessário especificar o formato da função produção. Neste ponto, este artigo se diferencia do artigo de GASQUES E CONCEIÇÃO (2000), no qual, além de se especificar uma função do tipo Cobb-Douglas com perfeita substituição dos insumos e utiliza-se o índice de *Törnqvist*.

Após a obtenção do índice de PTF de *Malmquist*, foi possível estimar um vetor de correção de erros e funções de impulso e resposta para avaliar os impactos de curto prazo e as relações de equilíbrio longo prazo entre a PTF e as variáveis “crédito agrícola” e “uso de fertilizantes”. A escolha das variáveis explicativas seguiu metodologia semelhante à utilizada por GASQUES *et al.* (2004), que utilizaram crédito agrícola e recursos provenientes da Embrapa para estimar um vetor auto-regressivo (VAR) e as funções de impulso e resposta.

Nesse sentido, o presente trabalho vai além de GASQUES *et al.* (2004), pois faz uso de vetores de cointegração para captar as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

Os resultados destas reflexões foram divididos em três seções, além da introdução e da conclusão. A primeira seção se ocupa em apresentar os modelos de DEA para o índice de PTF-*Malmquist*. Na segunda seção, mostra-se o critério de escolha das variáveis. Na terceira seção apresentam-se os resultados e discussões.

2. Fronteiras Não-paramétricas de Eficiência e Produtividade

Nesta seção se apresenta o modelo de fronteira não-paramétrica do tipo DEA, especificamente para o índice de PTF-*Malmquist*.

O índice de *Malmquist* é obtido a partir de medidas de distância em relação à função fronteira. A função fronteira não apresenta uma teoria econômica própria simplesmente representa um sinônimo das funções produção, custo e lucro já conhecido da teoria microeconômica.

As mesmas já trazem consigo a noção de ponto de decisão ótima ou ponto de equilíbrio, portanto, em média todas as empresas de um determinado segmento tomaram uma decisão ótima que não possibilita a uma empresa estar acima desta fronteira.

A vantagem do índice de PTF-*Malmquist* está na possibilidade de construção de um *ranking*, sendo que o critério de análise é a eficiência técnica.

2.1 Metodologia do índice de PTF-Malmquist

Esta subseção tem por objetivo esclarecer, mesmo que de forma sucinta, como o índice de *Malmquist* pode ser obtido via programação linear, especificamente (*Data Envelopment Analysis*) DEA.

O índice de *Malmquist* utiliza N períodos, portanto: a cada período $t = 1, 2, \dots, T$, a tecnologia de produção é modelada pela função $GR^t = \{(x^t, y^t) : x^t \text{ que pode gerar } y^t, t = 1, 2, \dots, T\}$ sendo x a representação dos insumos, y dos produtos e GR o nível tecnológico. O conjunto de possibilidades de produção ou de produtos pode ser definido em termos de função da seguinte forma, $P^t(x^t) = \{y^t : (y^t, x^t) \in GR^t\}, t = 1, 2, \dots, T$ (PEREIRA, 1999 e SURCO, 2004).

Uma representação funcional da tecnologia é fornecida pela função distância orientação produto SHEPHARD (1953 *apud* PEREIRA, 1999 e SURCO, 2004), em que θ representa o índice de eficiência.

$$D_0^t(x^t, y^t) = \text{Min} \left\{ \theta : \frac{y^t}{\theta} \in P^t(x^t) \right\}, t = 1, 2, \dots, T \quad (2).$$

Traduzindo em palavras, pode-se considerar que, para cada par de insumos e produtos (X_t, Y_t) , tem-se uma tecnologia GR_t , a função distância orientação produto expressa o máximo produto obtido, mantendo-se $(X_t, Y_t \theta)$ constante.

Na realidade, a função distância orientação produto é o inverso da medida de eficiência técnica, orientação produto, do trabalho pioneiro de FARRELL (1957 *apud* PEREIRA, 1999, UMETSU *et alli*, 2003 e SURCO, 2004).

$$D_0^t(x^t, y^t) = [EFC_0^t(x^t, y^t)]^{-1} = (F_0^t = (x^t, y^t))^{-1} \quad (3).$$

Portanto, podem-se interpretar os resultados de tal modo que:

- ✓ $D_0^t(x^t, y^t) < 1$; significa ineficiência na produção, ou seja, a unidade está produzindo abaixo (aquém) da fronteira de possibilidade de produção (FPP);
- ✓ $D_0^t(x^t, y^t) = 1$; significa que a DMU estaria produzindo de forma eficiente, isto é, na FPP,
- ✓ $D_0^t(x^t, y^t) > 1$; significa que a DMU está produzindo além da FPP.

No atual artigo, utiliza-se a função distância baseada na orientação produto, como bem ressalta SENA (2005, p. 38), na capacidade de que a agricultura, neste caso, obter a máxima produção com um dado conjunto de insumos e tecnologia disponíveis.

$$M_0(x^{t+1}, y^{t+1}) = \left[\frac{F_0^t(x^t, y^t)}{F_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right] \left[\frac{F_0^{t+1}(x^t, y^t \times F_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}))}{F_0^{t+1}(x^t, y^t) \times F_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{1/2} \quad (4).$$

Na expressão abaixo, d representa a (*Decision Making Unit*) DMU a ser analisada, assim, tem-se:

$$\begin{aligned} F_i^t(x^{t,d}, y^{t,d}) &= \text{Max.} \theta_d \\ \text{s.a.} : \lambda X^t &\leq x_d^{t+1} \\ \lambda Y^t &\geq y_0^{(t+1)\theta}_d \\ \lambda &\geq 0, \theta_d. \text{ irrestrito.} \end{aligned}$$

Avaliação de (x^t, y^t) no tempo $t + 1$

$$\begin{aligned} F_i^{t+1}(x^{t,d}, y^{t,d}) &= \text{Max.} \theta_d \\ \text{s.a.} \lambda X^{t+1} &\leq x_d^t \end{aligned}$$

$$\lambda Y^{t+1} \geq y_0^{t\theta}$$

$$\lambda \geq 0, \theta_d, \text{ irrestrito.}$$

Sendo que:

θ_i = Índice de eficiência técnica do Estado i ;

Y^t = Quantidade de produto do Estado i testado;

$y_0^{(t+1)\theta}$ = Quantidade de produto do Estado i (Estado de referência para o Estado testado);

X^t = Quantidade de insumo i do Estado testado;

x_d^{t+1} = Quantidade de insumo observado i do Estado i (Estado de referência para o Estado testado);

λ_i = Peso dos produtos e insumos dos Estados eficientes que são referências para os Estados i ;

d = *Decision Making Unit* (DMU) ou unidade de tomada de decisão que neste trabalho representa os estados da federação brasileira.

O índice θ_i possui um intervalo de variação correspondente a $0 \leq \theta_i \leq 1$, com a análise deste índice podemos classificar adequadamente a unidade analisada em termos de desvios dada a eficiência máxima 1^d .

O índice λ_i corresponde à referência de eficiência para a unidade testada, comparada ao ponto mais eficiente.

“A característica chave do modelo é que os pesos são tratados como incógnitas. O parâmetro λ_i é um vetor $(n \times 1)$, cujos valores são calculados para obter a solução ótima. Para o Estado de referência eficiente é $\lambda_j = 1$ e $\sum \lambda_i = 0, (j \neq i)$. Um Estado i ineficiente terá $\lambda_i = 0$ e $\sum \lambda_j \geq 0$. Assim o Estado i é expresso como uma combinação linear dos Estados com valores de $\lambda \geq 0$ ” (SENA, 2005 p. 41).

O método escolhido para o cálculo do índice de PTF-*Malmquist* como descrito acima em que admitem-se retornos constantes de escala que se baseia no modelo de fronteira não paramétrica tipo DEA (*Data Envelopment Analysis*), esta modelagem segue os trabalhos propostos por PEREIRA (1999) e SURCO (2004). Este último é o criador do software utilizado DEA-SAED (2004).

REBELO (2000, p. 50), utiliza o método de função distância, tanto o cálculo de fronteiras não-paramétricas quanto o cálculo de fronteiras paramétricas, devendo assim chegar a resultados similares. A vantagem da utilização do índice de *Malmquist* para construção da PTF consiste na possibilidade de desmembrar o aumento da PTF em dois efeitos, um de caráter técnico e outro tecnológico. FÄRE *et al.* (1994), decompõem esta formulação descrita acima em dois índices.

A primeira parte corresponde ao índice de eficiência técnica, responsável pela mensuração da distância em que se encontra um dado ponto^e se comparado à fronteira. Quanto mais próximo da fronteira se encontrar o ponto em questão, mais eficiente tecnicamente o mesmo será.

A segunda parte corresponde ao o índice de progresso tecnológico onde se mensura os deslocamentos da fronteira dada uma composição de insumos para cada Estado da federação brasileira, neste caso se obtém o efeito de inovação tecnológica. Portanto o índice de PTF-

^d Esta interpretação é exclusiva para o índice de Malmquist.

^e No presente trabalho a denominação ponto deve ser entendida como Estado, Ex: Amazonas.

Malmquist será apresentado de forma decomposto com o objetivo de caracterizar sob a validade de hipótese de heterogeneidade da PTF nos estados brasileiros, se o efeito perturbador de maior relevância corresponde à eficiência técnica e/ou tecnológica.

$$M_0(x^{t+1}, y^{t+1}) = \underbrace{\left[\frac{F_0^t(x^t, y^t)}{F_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]}_{\text{Técnica}} \underbrace{\left[\frac{F_0^{t+1}(x^t, y^t \times F_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}))}{F_0^{t+1}(x^t, y^t) \times F_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]}_{\text{Tecnológica}}^{1/2}$$

A segunda parte da equação está elevada a meio para apresentar retornos constantes de escala, e com isso consideram-se todos os recursos simultaneamente, diferentes dos índices de produtividade parcial que consideram os insumos separadamente deixando assim lacunas na explicação do aumento da PTF.

Portanto como bem ressalta SENA (2005) a eficiência econômica de cada unidade dependerá somente da alocação dos recursos conjuntamente, e de seu aproveitamento do nível tecnológico disponível se tratando restritamente da agricultura brasileira.

3. Dados Utilizados

Os dados selecionados para a estimação do modelo de correção de erros foram o índice de PTF de *Malmquist*, o crédito agrícola e o uso de fertilizantes.

Para a estimação do índice de *Malmquist* foram utilizados os dados da produção agrícola das safras colhidas de soja, milho, arroz, feijão e trigo, que em 2003 representavam conjuntamente 96% da produção total de grãos do Brasil. Como insumos foram utilizados o número de tratores como *proxy* para bens de capital, a população economicamente ativa na agricultura como fator trabalho e a área colhida como fator terra. O número de tratores utilizados, a População Economicamente Ativa (PEA), a área colhida e a quantidade de fertilizantes, expressa em toneladas, estão disponíveis no site da Food and Agriculture Organization (FAO).

A variável “crédito agrícola” foi obtida pela soma dos recursos destinados ao custeio, investimento e comercialização. Esses dados são do Anuário Estatístico do Crédito Rural do Banco Central e foram deflacionados pela média anual do Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna, tendo como base o ano de 2004.

Optou-se pela substituição da variável “recursos da Embrapa” pela variável “uso de fertilizantes”, pois: (i) os dados para “os recursos da Embrapa” não estão disponíveis para todo o período analisado e (ii) acredita-se que “fertilizantes” atua como uma *proxy* para os gastos em pesquisa e desenvolvimento (P&D) no setor.

A figura abaixo apresenta os gráficos de linha das três séries durante o período analisado. As variáveis foram transformadas em logaritmos naturais, já que o modelo econométrico foi especificado como log-log, como será visto na próxima seção.

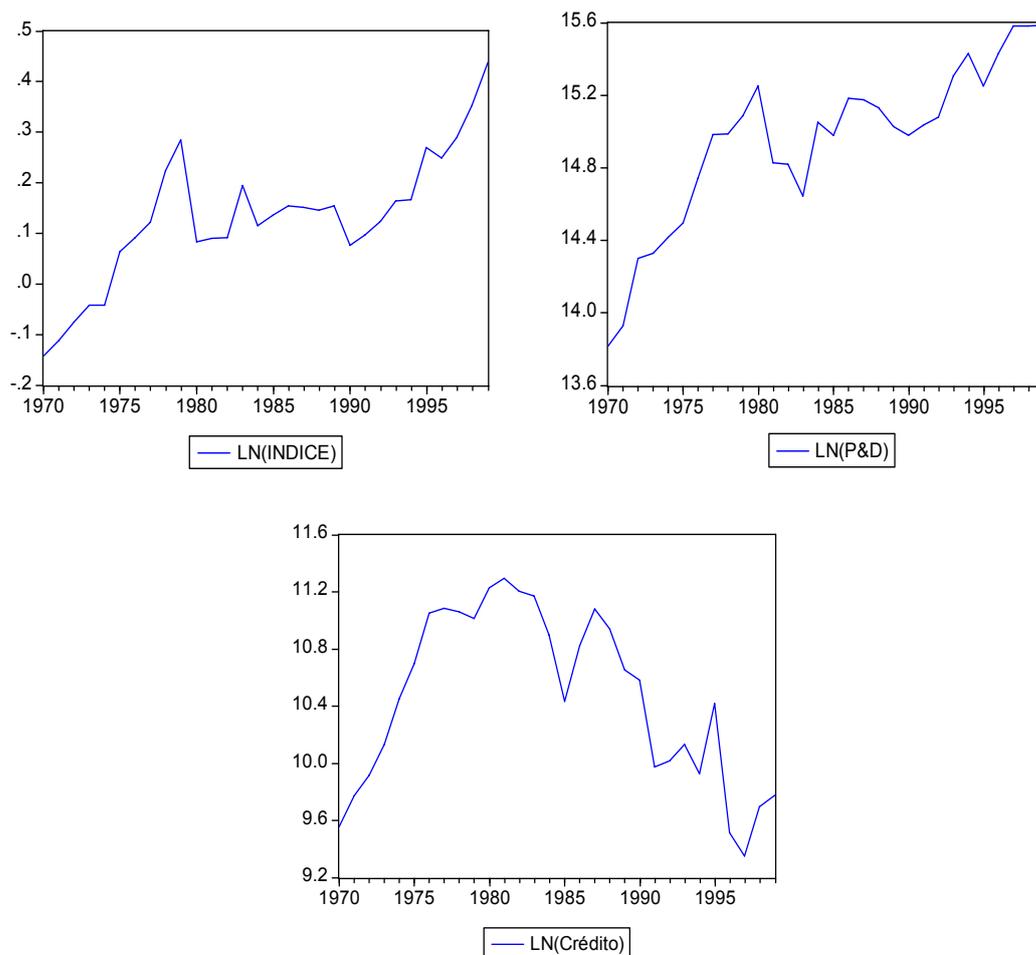


FIGURA 1 – GRÁFICOS DE LINHA PARA AS SÉRIES (EM LN): 1970-99 - BRASIL
 FONTE: Elaborado pelos autores com base nos dados da FAO.

De acordo com os gráficos, nota-se que apenas a série do crédito agrícola não apresentou um crescimento ao longo do tempo. Após atingir o ápice em 1981, os recursos voltados para o financiamento da produção agrícola declinou fortemente, até atingir o seu menor nível em 1997. Houve uma recuperação nos dois anos subsequentes, mas não é possível perceber uma tendência.

Os gráficos ilustram um comportamento semelhante para as séries entre 1979 e 1981. É possível notar claramente que todas as séries exibiram um declínio nesse período, talvez em função de políticas econômicas contracionistas adotadas na época como respostas aos choques que a economia brasileira estava sofrendo naquele momento.

Devido à impossibilidade de uma mensuração mais apurada neste trabalho utiliza-se a metodologia proposta por YOTOPOULOS (1967) *apud* VICENTE *et al.* (2001) e VICENTE (2004), este método consiste na construção, ou melhor dizendo, na transformação dos estoques de tratores e colhedoras em fluxo de serviços considerados neste trabalho como *proxy* do capital agrícola disponível nos censos agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995.

$$R_t = \frac{rV_i^{T_i}}{1 - e^{-rT_i}} \quad (5).$$

Sendo que:

R_t = Fluxo anual constante de serviços dos N ativos;

$V_i^{T_i}$ = O valor original de mercado;

T_i = Expectativa de vida dos tratores e colhedoras fornecidos pelo IBGE igual há 21 anos (BARROS, 1999);
 r = Taxa de desconto considerado neste trabalho como igual à taxa de poupança, VICENTE *et al.* (2001) e VICENTE (2004, p. 210).

Os valores originais a preços de mercado dos tratores e colhedoras foram obtidos através de dados disponíveis na ANFAVEA (Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores), no entanto, este órgão não possui os preços de mercado dos tratores e colhedoras dos diferentes estados da federação. Portanto optou-se pela utilização de um valor médio dos tratores e colhedoras para todos os estados da federação. Para a construção da variável $V_i^{T_i}$ multiplicou-se o valor médio obtido pelo número de tratores e colhedoras.

Na próxima seção, encontram-se os resultados obtidos por meio do modelo de fronteira não paramétrica tipo DEA ou índice PTF-*Malmquist*, devidamente espaçado para melhor evidenciar a heterogeneidade da PTF na agricultura.

4. Resultados e Discussões para o Índice de PTF-*Malmquist*

Quando se discute trabalhos empíricos, que utilizam análise de dados envoltórios (DEA), a escolha das DMU (*Decision Making Unit*) para a análise é um dos passos mais importantes. Isto requer que as mesmas apresentem certo grau de homogeneidade. Entende-se então “por homogêneos os produtores que realizam as mesmas tarefas possuem os mesmos objetivos, trabalham com as mesmas condições de mercado e com as mesmas variáveis” tendo-se como diferenciá-los somente pela intensidade ou magnitude de produção (BRUNETTA, 2004 p. 66).

A abordagem para o índice de *Malmquist* segue a metodologia apresentada na seção 2.1. Para BRUNETTA (2004, p. 82), a principal qualidade deste índice é decompor-se em outro dois sub-índices sendo o primeiro de eficiência técnica e o segundo de progresso tecnológico.

A decomposição do índice de *Malmquist* nos permite qualificar a elevação da PTF em termos de eficiência ou mudança tecnológica ou em ambos. Como bem ressalta BRUNETTA (2004), a produção agrícola sofre influência de variáveis ambientais, para MOREIRA E PAEZ (2002) denomina-se heterogeneidade geoclimática. Com isso os resultados apresentados estão sujeitos perturbações decorrentes da oscilação destas variáveis, “os quais podem gerar resultados adversos” (BRUNETTA 2004, p. 90).

TABELA 1 – PTF-MALMQÛISTE DECOMPOSIÇÕES (1970-99)

	Eficiência Técnica	Inovação e/ou Progresso	Índice de <i>Malmquist</i>
1970	0,933	0,810	0,867
1971	0,94	0,841	0,894
1972	0,893	0,828	0,927
1973	0,877	0,841	0,959
1974	0,831	0,796	0,959
1975	0,954	1,017	1,066
1976	0,769	0,873	1,096
1977	0,933	1,054	1,130
1978	1,156	1,445	1,250
1979	1,166	1,550	1,330
1980	0,81	0,880	1,087
1981	0,846	0,925	1,094
1982	1,051	1,152	1,096
1983	1,079	1,311	1,215
1984	1,141	1,280	1,122
1985	1,094	1,253	1,145
1986	1,127	1,316	1,167
1987	1,001	1,166	1,164
1988	1,058	1,225	1,157
1989	1	1,164	1,167
1990	0,759	0,816	1,080
1991	0,795	0,877	1,103
1992	0,939	1,063	1,131
1993	0,943	1,115	1,178
1994	0,948	1,121	1,182
1995	1,043	1,366	1,309
1996	0,898	1,151	1,282
1997	0,934	1,247	1,335
1998	1,223	1,742	1,425
1999	1,166	1,808	1,550

FONTE: Elaboração dos autores.

Na tabela 1, é apresentado o índice PTF-*Malmquist*, sendo que o mesmo está calculado para os intervalos de 1970 a 1999. Dos 30 anos analisados, cerca de 83,3%, ou seja, somente em 25 anos a agricultura brasileira apresentou crescimento no índice de PTF-*Malmquist* ($M_p \geq 1$). Nos cinco primeiros anos da década de 80 a PTF, apresentou decréscimo.

Para se compreender melhor estes resultados, se utilizam a decomposição do índice de PTF-*Malmquist* (Eficiência Técnica e Inovação e/ou Progresso Tecnológico). Ao se analisar estes indicadores de forma conjunta, constata-se um efeito predominante de ineficiência técnica (exceto 1999).

Portanto parte do efeito de crescimento da PTF no Brasil se deve a inovação e ou progresso tecnológico. Dos 30 anos analisados 66,67%, ou seja, em anos a agricultura brasileira apresenta crescimento no índice de Shephard (1953) que mensura o nível tecnológico.

Nos anos em que a agricultura brasileira apresentou involução no índice de eficiência técnica, em contra partida variações positivas no índice de progresso tecnológico, a agricultura foi arrastada para o ponto mais próximo da fronteira de possibilidade de produção (FPP) e/ou

diminuindo a distância de ineficiência – *catching-up*, ou mais ainda a própria FPP esta se deslocando em decorrência inovações tecnológicas (FÄRE *et alli*, 1994).

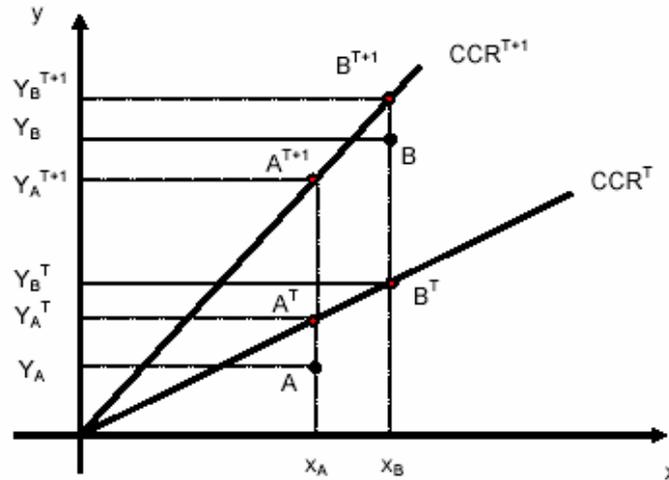


FIGURA 2. ÍNDICE DE PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES - *MALMQÛIST*: ORIENTAÇÃO-PRODUTO.
FONTE: BRUNETTA, (2004, p. 63)

Como pode-se observar na figura 2 a DMU^f apresenta ineficiência técnica em ambos os períodos CCR^T e CCR^{T+1} . Destaca-se que a DMU em CCR^{T+1} utiliza um nível de insumo superior a CCR^T de x_A para x_B , este ponto está acima da fronteira de eficiência de CCR^T , ou seja, houve um progresso e/ou inovação tecnológica que aumentou consideravelmente a PTF-*Malmquist* e a DMU foi arrastada (*catching-up*) para maiores ganhos de produtividade, ainda assim, apresenta ineficiência do ponto de vista técnico (BRUNETTA, 2004).

Ao realizar a análise destes resultados pode-se afirmar que os ganhos da PTF na agricultura brasileira, esta estritamente ligada a ganhos de inovação e/ou progresso tecnológico (GASQUES e CONCEIÇÃO, 1997). A inovação ou progresso tecnológico podem ser subdivididos em três classes, (i) adoção de novos recursos; (ii) incorporação de novas tecnologias e (iii) incorporação de novos conhecimentos pelo capital humano. Para reduzir tais diferenças no padrão tecnológico recomenda-se aumentar os investimentos em educação rural, não só no sentido básico do termo mais sim no sentido psicológico, biológico e social que tais investimentos propiciam sem deixar de lado inovações e/ou desenvolvimentos da infraestrutura institucional (HAYAMI e RUTTAN, 1970).

5. Metodologia Econométrica

Essa seção apresenta as metodologias do vetor de correção de erros (VECM) e do teste de cointegração de JOHANSEN (1988). O ponto de partida é um vetor auto-regressivo (VAR) de primeira ordem, dado por:

$$Z_t = \alpha + \beta Z_{t-1} + \varepsilon_t,$$

Onde:

α = é um vetor ($n \times 1$) dos interceptos

Z = vetor das variáveis selecionadas (dependentes);

β = matriz ($n \times 1$) dos coeficientes estimados; e

ε = vetor ($n \times 1$) de distúrbios independentes e identicamente distribuídos, com média zero e variância constante.

^f O ponto A e B representam a mesma DMU só se diferenciam pelo período.

Assumindo que as variáveis selecionadas seguem um processo estocástico I(1), o VAR pode ser estimado em primeira diferença como:

$$\Delta Z_t = \alpha + \beta \Delta Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Essa especificação do VAR captura apenas a relação de curto prazo entre as séries. Essa especificação pode ser generalizada para p períodos.

$$\Delta Z_t = \alpha + \beta \sum_{i=1}^p \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t$$

A diferença entre o VAR em primeira diferença e o vetor de correção de erros (VECM) é a presença do termo de correção de erros, que deverá ser incluído apenas se houver uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries. O termo de correção de erros informa sobre os desvios das séries em relação ao equilíbrio de longo prazo e pode ser escrito como um vetor das variáveis em nível defasadas em um período, isto é:

$$\Delta Z_t = \alpha + \Pi_p Z_{t-1} + \beta \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t,$$

Onde o posto da matriz (nxn) $\Pi = \alpha\beta'$ corresponde ao número de equações de cointegração⁹. Cada linha da matriz representa um vetor de cointegração de Z .

Isolando o termo de correção de erros, tem-se:

$$\Pi_p Z_{t-1} = \Delta Z_{t-1} - \alpha - \beta \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Z_{t-i} - \varepsilon_t$$

Uma vez que as variáveis do lado direito são estacionárias, o termo de correção de erro, que representa uma combinação linear de variáveis I(0), é estacionário. Portanto, o termo de correção de erros será diferente de zero se e somente se as variáveis forem cointegradas, ou seja, apresentarem uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Para verificar o número de equações de cointegração no modelo, JOHANSEN (1988) propôs um teste semelhante ao teste de Dickey-Fuller Aumentado. Considere um modelo autorregressivo de ordem p :

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + \varepsilon_t$$

Subtraindo Z_{t-1} de ambos os lados:

$$\Delta Z_t = (A_1 - I)Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + \varepsilon_t$$

Após algumas transformações, tem-se:

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Delta \beta_{t-i} + \Pi_p Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde:

$$\beta = - \left(I - \sum_{i=1}^p A_i \right)$$

$$\Pi = - \left(I - \sum_{j=1}^i A_j \right)$$

O número de equações de cointegração dependerá do *rank* (ou posto) da matriz Π . Com efeito, o *rank* da matriz será igual ao número de vetores de cointegração. Em outros termos, o *rank* da matriz é igual ao número de raízes características (autovalores) que diferem de zero.

⁹ Os coeficientes em β representam os estimadores da relação de equilíbrio de longo prazo. Os coeficientes em α capturam a velocidade de ajustamento do modelo à relação de equilíbrio. Portanto, o termo de erro mede os desvios temporários (de curto prazo) entre as variáveis que compõem o(s) vetor(es) de cointegração.

O teste de cointegração de Johansen pode ser feito com base em duas estatísticas: a estatística do traço e a estatística do autovalor máximo. A hipótese nula do teste do traço é que o número de vetores de cointegração é menor ou igual a r contra uma hipótese geral. O teste do autovalor máximo testa a hipótese que o número de vetores de cointegração é r contra a hipótese de $r+1$.

Neste trabalho, optou-se pela estatística do traço, já que é mais robusta na ausência de normalidade dos resíduos.

5.1 Resultados dos testes

Tradicionalmente, antes de estimar o vetor de correção de erros é necessário adotar algum critério para selecionar o número de defasagens que será considerado na estimação do modelo. Para tanto, foram utilizados os critérios de informação de Akaike (AIC) e Schwarz (SC) para a estimação de um modelo parcimonioso. A tabela 2 apresenta as estatísticas de seleção de *lags*.

TABELA 2 – TESTE PARA A ESCOLHA DO NÚMERO DE DEFASAGENS (LAGS)

Lag	AIC	SC
0	-0.987571	-0.841306
1	-3.606285	-3.021225*
2	-3.280866	-2.257010
3	-3.106183	-1.643532
4	-4.276989	-2.375542
5	-4.623349*	-2.283108

Embora os critérios de informação AIC e SC sugiram o uso de um modelo com uma ou cinco defasagens, optou-se por 3 *lags* na estimação do VECM para não reduzir demasiadamente os graus de liberdade.

Em seguida, utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para verificar a estacionariedade das séries. Como mostra a tabela 3, não é possível rejeitar a hipótese nula de que as séries são processos estocásticos $I(1)$, ou seja, apresentam uma raiz unitária.

TABELA 3 – TESTE ADF PARA AS SÉRIES SELECIONADAS (EM LN)

Variáveis	ADF - nível	VC	ADF - 1ª diferença	VC
Índice PTF	-1.130706	-4.309824	-5.624298	-3.689194
Crédito	-1.607916	-3.574244	-5.206426	-2.971853
P&D	-2.29743	-3.221728	-5.82897	-2.625121

Nota: Os valores críticos (VC) correspondem ao teste especificado apenas com o termo do intercepto.

Antes de tomar a primeira diferença das séries e estimar um vetor auto-regressivo (VAR), foi feito um teste de cointegração para verificar se as variáveis apresentam uma relação de equilíbrio de longo prazo. A tabela 4 mostra que há duas equações de cointegração quando o teste é realizado com três defasagens.

TABELA 4 – TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Hipóteses testadas	Autovalores	Estatística do Traço	Valores Críticos	
			$\alpha = 5\%$	$\alpha = 1\%$
Nº equações de cointegração				
Nenhuma *	0.517632	34.72207	29.68	35.65

No máximo 1 *	0.404338	15.76685	15.41	20.04
No máximo 2	0.084546	2.296707	3.76	6.65

Nota: *(**) denota a rejeição da hipótese nula ao nível de 5% (1%). O teste foi realizado com uma tendência determinista linear.

De acordo com a estatística do traço, é possível rejeitar a hipótese nula de que não há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O teste de Johansen mostra que há duas equações de cointegração ao nível de significância de 5%, pois as estatísticas do traço são maiores do que os valores críticos do teste.

A tabela 5 mostra o resultado do vetor de correção de erros na sua forma reduzida:

TABELA 5 – ESTIMATIVAS DO VETOR DE CORREÇÃO DE ERROS

Equação de cointegração		Termo de correção de erro	D(LNINDICE)
LNINDICE(-1)	1.000.000	Coefficiente do termo de erro (α)	-0.125476
LNCREDITO(-1)	0.407777		[-1.01274]
	[4.24790]	D(LNINDICE(-1))	-0.158937
LNP(-1)	-1.245.253		[-0.64110]
	[-5.24180]	D(LNINDICE(-2))	-0.721510
Termo de tendência	0.056154		[-2.24326]
C	1.333.410	D(LNINDICE(-3))	-0.720469
			[-2.16116]
		D(LNCREDITO(-1))	0.066560
			[1.14055]
		D(LNCREDITO(-2))	0.108669
			[2.00296]
		D(LNCREDITO(-3))	0.085025
			[1.64329]
		D(LNP(-1))	0.213011
			[1.28318]
		D(LNP(-2))	0.120277
			[0.78089]
		D(LNP(-3))	-0.055021
			[-0.50274]
		C	-0.043944
			[-0.91962]
		Termo de tendência	0.004530
			[1.77339]

Nota: LNINDICE é o logaritmo natural do índice de PTF; LNCrédito é o logaritmo natural do crédito e LNP é o logaritmo natural da *proxy* de P&D. Os valores em [] representam as estatísticas *t*. As estatísticas de AIC, SB e R2-ajustado sugeriram a presença dos termos do intercepto e tendência determinista no VECM.

De acordo com a tabela 5, é possível verificar que o coeficiente da variável P&D é positivo e estatisticamente significativo ao nível de 1%. O coeficiente da variável crédito agrícola apresentou sinal negativo e foi significativo ao nível de 1%. Essas informações constam da equação de cointegração, que representa a relação de equilíbrio de longo prazo e pode ser escrita como:

$$\ln \text{índice} = -1.33 - 0.40 \ln \text{crédito} + 1.24 \ln \text{PD} - 0.05 \text{Trend}$$

Os coeficientes das defasagens da variável crédito agrícola foram todos positivos, sendo que o coeficiente da segunda defasagem foi estatisticamente significativo ao nível de 5% e 10%, respectivamente. De acordo com a tabela, um aumento de 1% no volume de crédito agrícola em *t-2* elevou em aproximadamente 0,1% a produtividade total dos fatores no período *t*. Como esperado, o impacto do crédito em *t-3* sobre a PTF foi menor.

Os coeficientes das defasagens da variável P&D apresentaram sinais positivos, porém não apresentaram significância estatística.

O próximo passo consiste em avaliar o efeito dinâmico de curto prazo que as variáveis “crédito” e “P&D” exerceram sobre a produtividade total dos fatores. A figura 3 traz os gráficos das funções de impulso e resposta para um período de 20 anos. As funções abaixo ilustram os coeficientes do VECM e mostram qual a resposta da variável dependente a um choque de um desvio-padrão no crédito e na P&D sobre a PTF.

Response to Cholesky One S.D. Innovations

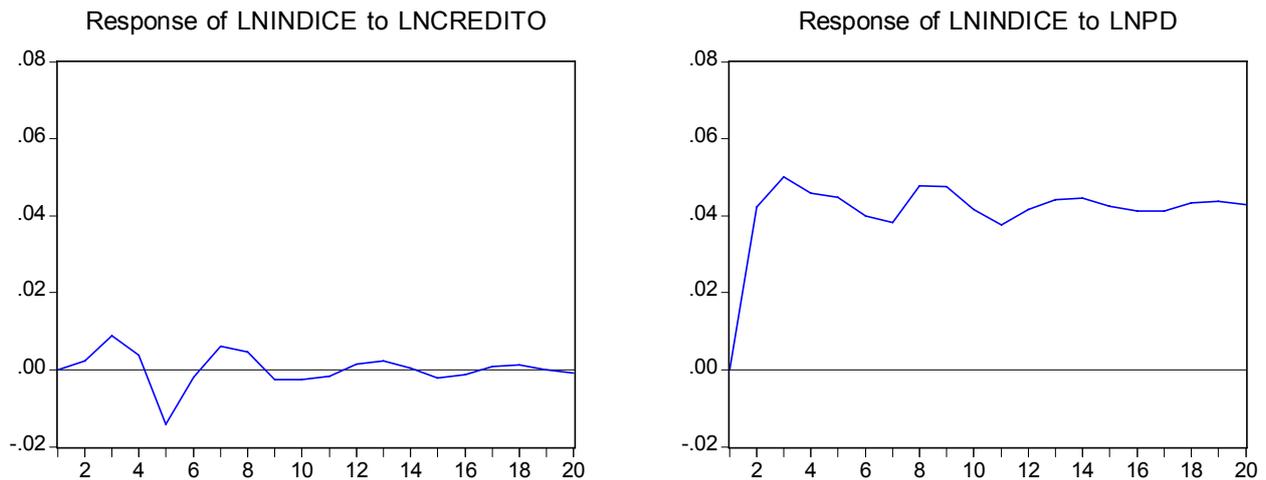


FIGURA 3 – FUNÇÕES DE IMPULSO E RESPOSTA
 FONTE: Elaborado pelos autores.

O choque do “crédito agrícola” repercutiu de maneira irregular na PTF. O efeito positivo atingiu seu ápice no terceiro ano e depois registrou um novo pico no sétimo ano. Contudo, no quinto ano foi registrado um impacto negativo acentuado.

Por outro lado, o uso de fertilizantes teve um impacto positivo na dinâmica de curto prazo. Após 20 períodos, o uso de fertilizantes ainda apresentava uma elasticidade positiva sobre a PTF. Note-se que o uso de fertilizante deslocou o nível da relação de equilíbrio entre as séries, corroborando as observações de VICENTE *et al.* (2004).

6. Conclusão

A partir da mensuração não-paramétrica (DEA) para o índice de PTF-*Malmquist*, observou-se que a inovação e/ou progresso tecnológico corresponde ao condicionante de maior relevância para os ganhos de produtividade na economia brasileira de 1970 á 1999. Esta hipótese também é constatada pela estimação do VECM, que, através de suas funções impulso e resposta, revela que os gastos com pesquisa e desenvolvimento (P&D) corresponderam à variável condicionante de tal crescimento.

Após a obtenção do índice de PTF de *Malmquist*, foi possível estimar um vetor de correção de erros e as respectivas funções de impulso e resposta a fim de se avaliar os impactos de curto prazo e as relações de equilíbrio longo prazo entre a PTF e as variáveis “crédito agrícola” e “uso de fertilizantes”.

Para a primeira variável, a principal conclusão é a de que o choque proveniente dela repercutiu de maneira irregular na PTF apresentando efeito positivo até o quarto ano, sendo que atingiu seu ápice no terceiro ano e depois registrou um movimento oscilatório até o

vigésimo ano. Verifica-se também que no quinto ano foi registrado um impacto negativo acentuado.

Por outro lado, o uso de fertilizantes, que substituiu a variável de gastos em pesquisa e desenvolvimento – que possuía como *proxy* os gastos realizados com a Embrapa –, teve um impacto positivo na dinâmica de curto prazo. Verifica-se ainda que mesmo após 20 períodos (anos), o coeficiente da variável “fertilizantes” ainda apresentava uma elasticidade positiva sobre a PTF.

Desta forma, pode-se concluir que a *proxy* para a pesquisa e desenvolvimento (P&D) na agricultura, foi o principal determinante da produtividade total de fatores na agricultura brasileira no período de 1970 a 1999.

Referencial Bibliográfico

- BANERJEE, A., DOLADO, J., GALBRAITH, J.W. and HENDRY, D.F. (1993). *Co-Integration, Error-Correction, and The Econometric Analysis of Non-Stationary Data*. Oxford University Press.
- BRUNETTA, Marlon Rodrigo (2004). Avaliação da Eficiência Técnica e de Produtividade usando Análise por Envoltória de Dados: Um Estudo de Caso Aplicado a Produtores de Leite. **Dissertação de Mestrado**. Universidade Federal do Paraná, Curitiba.
- CONTINI, ELISIO, AVILA, ANTONIO F. D., REIFSCHNEIDER, FRANCISCO (1997). Perspectivas de Financiamento da Pesquisa Agropecuária Brasileira. **Cadernos de Ciência & Tecnologia**, Brasília, v.14, n.1, p.57-90.
- ENDERS, W. (1995). *Applied Econometrics Time Series*. John Wiley & Sons, Inc.
- FÄRE, Rolf *et alli*. (1994). Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries. **American Economic Review**, Vol. 84, Nº 1. March.
- FARRELL, M.J. The Measurement of Productive Efficiency (1957). **Jornal of the Royal Statistical Society** 120 Part. III.
- GASQUES, José Garcia; CONCEIÇÃO, Júnia Cristina P.R. da (1997). Crescimento da Produtividade da Agricultura Brasileira. **Texto para Discussão Nº 502**, IPEA-Julho.
- GASQUES, José Garcia; CONCEIÇÃO, Júnia Cristina P.R. da (2000). Transformações Estruturais da Agricultura e Produtividade Total dos Fatores. **Texto para Discussão Nº 768**, IPEA –Novembro.
- GASQUES, J.G., BASTOS, E.T., BACCHI, M.P.R. e CONCEIÇÃO, J.C.P.R da (2004). Condicionantes da Produtividade da Agropecuária Brasileira. **Texto para Discussão nº 1017**, IPEA – Abril.
- HAYAMI, Yujiro; RUTTAN, V. W. (1970). Agricultural Productivity Differences among Countries. **The American Economic Review**, vol.60, Nº 5, P. 895-911, December.
- JOHANSEN, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, 12, June-September, pp. 231-54.
- JOHANSEN, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, 59, November, pp. 1551-80.
- KOOP, G., PESARAN, M.H. and POTTER, S.M. (1996). Impulse Response Analysis in Nonlinear Multivariate Models. **Journal of Econometrics**, 74, pp. 119-147.
- MENDONÇA DE BARROS, Alexandre Lahóz (1999). Capital, Produtividade e Crescimento da Agricultura: O Brasil de 1970 a 1995. **Tese de Doutorado**. ESALQ, São Paulo – Jan.
- MOREIRA, Ajax R. B; PAEZ, Mariana (2002). Efeito Vizinhança na Atividade Agrícola: Medida de Produtividade e Ocupação da Amazônia. **Texto para Discussão**. Nº 907, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Rio de Janeiro, Setembro.
- PEREIRA, Marcelo Farid (1999). Evolução da Fronteira Tecnológica Múltipla e da Produtividade Total dos Fatores do Setor Agropecuário Brasileiro de 1970 a 1996. **Tese de Doutorado**. Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC). Florianópolis, Outubro.

- PESARAN, M.H. and SHIN, Y. (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Model. **Economic Letters**, 58, pp. 17-29.
- REBELO, João (2000). Medição da Evolução da Produtividade Total dos Factores.: O Índice de Malmquist. **Gestão e Desenvolvimento**, nº 9. Trás dos Montes/ Portugal.
- SENA, Nadja Aline Melo de Oliveira (2005). Fronteira tecnológica, alocação de fatores e eficiência na agropecuária da Microrregião Itabuna. **Dissertação de Mestrado**. Universidade Federal da Bahia. Cruz das Almas, Maio.
- SHEPHARD, R. W. (1953). Cost and Production Functions. **Princeton University Press**. Princeton.
- SURCO, Douglas Fukunaga (2004). Desenvolvimento de uma Ferramenta Computacional para Avaliação da Eficiência Técnica Baseada em DEA. **Dissertação de Mestrado**. Universidade Federal do Paraná, Curitiba, Novembro.
- UMETSU, Chieko *et alli*. (2003) Efficiency and Technical Change in the Philippine Rice Sector: A Malmquist Total Factor Productivity Analysis. **American Journal Agricultural Economics**, 85(4). Novembro.
- VICENTE, J. R *et alli*.(2001). Relações de troca da agricultura brasileira, 1970-1995. **Informações Econômicas**, v.31, n. 11. São Paulo - Novembro.
- VICENTE, J.R. (2004). Economic Efficiency of Agricultural Production In Brazil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 42, n. 02. Rio de Janeiro - Abr. /Jun.
- YOTOPOULOS, P. A. (1967). From stock to flow inputs for agricultural production functions: a micro analytic approach. **Journal of Farm Economics**, v. 49, n. 2. May.