

PRODUTIVIDADE, VARIAÇÃO TECNOLÓGICA E VARIAÇÃO DE EFICIÊNCIA TÉCNICA DAS REGIÕES E ESTADOS BRASILEIROS

Emerson Luís Lemos Marinho
Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia CAEN/UFC

Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto
Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia CAEN/UFC

Francisco Soares de Lima
Mestre em Economia pelo Curso de Pós-Graduação em Economia CAEN/UFC

RESUMO

Neste artigo constrói-se e analisa-se um índice de produtividade total para os estados e regiões brasileira no período entre 1986 e 1995. O índice de produtividade utilizado é o de Malmquist cujo seus componentes podem ser determinados utilizando-se a teoria da função de produção estocástica. A vantagem de seu uso é que ele permite decompor o índice de produtividade total em mais dois índices: no de variação da eficiência técnica e variação tecnológica. Adicionalmente, pretende-se verificar se existe convergência em produtividade entre as unidades da federação. São apresentadas evidências para a maioria dos estados brasileiros que seus ganhos de produtividade foram muito mais explicados pela variação tecnológica do que pela variação de eficiência técnica. Calcula-se os níveis de produtividade, no início e final do período amostral, e chega-se a conclusão que a dispersão dos níveis de produtividade aumentaram entre os estados e regiões e mesmo entre os estados pertencentes a mesma região. Neste sentido, parece haver evidências que mostram que os estados e regiões estão divergindo em produtividade.

Palavras-Chave: Produtividade total, Variação de eficiência, Variação tecnológica e Convergência.

ABSTRACT

This work constructs and analyzes an index of total productivity for the states and regions of the Brazil in the period between 1986 and 1995. The used index of productivity is of Malmquist index whose its components can be determined using the theory of the function of random production. The advantage of its use is that it allows decompose the index of total productivity in more two indices: in one of variation of the efficiency technique and in another of the technological variation. Additionally, it is intended to verify if there is convergence in productivity among the units of the federation. Evidences for the majority of the Brazilian states are presented that their earns of productivity had been more explained by technological variation than efficiency variation technique. The productivity levels were calculates in the begin and in the end of the sample period, and arrives the conclusion that the dispersion of the productivity levels had increased among the states and regions and also among the pertaining states the same region. In this sense, seems to have evidences that show that the states and regions are diverging in productivity.

key-words: Total productivity, Variation of efficiency, Technological variation and Convergence.

ÁREA DE INTERESSE: Economia Regional

Classificação do JEL: R00

I – INTRODUÇÃO

Dentre as discussões mais relevantes atualmente em economia, uma que tem recebido especial atenção é aquela relativa a hipótese da convergência entre países ou regiões. Baseado no modelo de crescimento neoclássico, seja ele com taxa de poupança exógena ou endogenamente determinada, a evidência do crescimento econômico mais rápido das nações mais pobres em relação às nações mais ricas tem sido testada.

A hipótese de rendimentos decrescentes, presentes nos modelos de Solow (1956) e Ramsey (1928) - Cass (1965) - Koopmans (1965), impunha o resultado de que, quanto mais perto do seus níveis de equilíbrio de renda, consumo e estoque de capital per capita, menor seria a taxa de crescimento destas variáveis. A taxa de crescimento de longo prazo, ou de equilíbrio, da economia, dependia, dentre outras coisas, da taxa de crescimento do nível tecnológico. Este, por sua vez, era determinado exogenamente.

Baumol e Wolff (1988), trabalhando com dados referentes às economias européias, mostrou que entre um grupo reduzido de países havia convergência em produtividade. Porém, na medida em que os países economicamente atrasados eram incluídos na amostra, a tendência era revertida de convergência para divergência.

Para sustentar as evidências empíricas de que os países ricos não tinham taxas de crescimento declinantes, Romer (1986) fornece um modelo em que a tecnologia não apresenta retornos decrescentes e em que o equilíbrio permite que as taxas de crescimento da renda, capital e consumo per capita possam ser diferentes de zero. Isto permitiria aos países ricos continuarem a crescer mais rapidamente desde que pudessem evitar retornos decrescentes. Desde então, muito esforço tem sido feito no sentido de explicar quais fatores poderiam evitar a ocorrência dos retornos decrescentes.

Verificando a hipótese da convergência entre os 48 estados norte-americanos, Barro e Sala-i-Martin (1992) concluíram que há convergência condicional entre os estados.

No entanto, há quem argumente a inexistência de convergência. Rebelo (1992) argumenta que a existência da “armadilha da pobreza” em função dos baixos níveis de acumulação de capital humano, impedindo que alguns países se desenvolvesse, era uma comprovação da inexistência de convergência e uma evidência contrária ao modelo neoclássico.

Em resposta, Barro e Sala-i-Martin (1995) argumentam que no longo prazo a taxa de crescimento da economia mundial dependerá do crescimento da economia líder em geração de tecnologia. Porém, enquanto o custo de imitação da tecnologia for baixo em relação ao custo de geração, as economias seguidoras se aproximarão da economia líder, havendo assim uma possibilidade de convergência condicional, dependendo do conjunto de políticas governamentais e de outras variáveis que afetam o retorno da introdução de novas tecnologias de cada país.

Sobre a convergência entre regiões de um mesmo país, Sala-i-Martin (1996) verificou a convergência entre regiões em vários países, com uma taxa média em torno de 2% ao ano.

No Brasil, sobre convergência, destacam-se inicialmente os trabalhos de Azzoni (1994) que identificou a existência de convergência em renda per capita entre as regiões e Cavalcanti e Ellery (1996) que encontraram empiricamente a existência de convergência “fraca” entre os estados brasileiros. No Nordeste, Arraes (1997) evidenciou a existência de convergência forte e veloz da renda per capita entre os estados desta região.

Todos os trabalhos citados anteriormente têm em comum o fato de verificarem apenas o efeito “catching-up”, isto é, a hipótese de convergência é frequentemente analisada num contexto em que as economias estão sujeitas apenas a variações na eficiência técnica enquanto que as variações tecnológicas, responsáveis pela expansão da fronteira de possibilidade de produção, não são consideradas.

Färe et al (1994) analisam o crescimento da produtividade em 17 países da OECD, no período de 1979-1988, destacando a convergência em produtividade entre o Japão e os Estados Unidos, devido basicamente às maiores variações da eficiência técnica na economia japonesa.

Marinho e Barreto (2000), utilizando a teoria da fronteira estocástica e o índice de produtividade de Malmquist, estimaram a trajetória da produtividade dos estados do Nordeste, no período de 1977 à 1995, decompondo o índice de produtividade total nos índices de variação tecnológica e variação de eficiência técnica. Neste artigo eles demonstraram que os ganhos de produtividade dos estados do Nordeste são originados muito mais pela variação tecnológica do que pela variação da eficiência técnica.

Este artigo pretende ampliar o alcance da análise da trajetória da produtividade, presente em Marinho e Barreto (2000), para uma amostra composta de vinte e um estados de todas as regiões brasileiras, no período entre 1986 e 1995, estimando o índice de variação da produtividade total dos fatores de Malmquist e decompondo-o em variação da eficiência técnica e variação tecnológica. Além disto, verifica que a dispersão da produtividade destes mesmos estados aumentou em 26,6%; enquanto que, entre as regiões, esta dispersão aumentou na proporção de 20,6%. Outro fato verificado é que em média, os ganhos de produtividade no período estiveram muito mais associados à variação tecnológica do que à variação da eficiência, mostrando assim evidências de que existe um processo de difusão tecnológica entre as regiões, porém, com os estados apresentando diferenças na capacidade de absorver as inovações tecnológicas.

Mais precisamente, este trabalho tem por objetivo geral analisar a trajetória da produtividade das regiões e estados brasileiros, no período entre 1986 e 1995; e, como objetivos específicos: a) identificar que elementos estão influenciando os ganhos de produtividade dos estados e regiões brasileiros; b) verificar a hipótese da convergência em produtividade entre os estados, regiões e os estados de uma mesma região.

No que se segue, além desta introdução, este artigo está organizado da seguinte maneira: na seção II, os procedimentos metodológicos necessários a estimação do índice de produtividade de Malmquist são discutidos; na seção III, apresenta-se a teoria da fronteira estocástica e discute-se como ela é utilizada para estimar os componentes do índice de produtividade total de Malmquist e os efeitos dos gastos do governo, da escolaridade da força de trabalho e da importação de tecnologia sobre a eficiência técnica da produção dos estados brasileiros; na seção IV, são apresentados os resultados dos índices de produtividade total dos estados decompondo-os em índices de variação de eficiência técnica e de variação tecnológica, a partir dos resultados estimados na seção III; na última seção, são apresentadas as conclusões finais. Adicionalmente, apresenta-se um apêndice com a descrição e fonte dos dados amostrais.

II - METODOLOGIA

A medida de produtividade para os estados e regiões brasileira será a produtividade total dos fatores calculada através do índice de Malmquist (1953). A grande vantagem de seu uso é permitir que o índice de produtividade total seja decomposto nos índices de variação de eficiência e variação tecnológica.

Para ilustrar o processo de decomposição deste índice, considere o caso de um único produto y em função de um único insumo x . Definindo respectivamente y_t , y_{t+1} , x_t e x_{t+1} como as quantidades observadas de produto e de insumo nos períodos t e $t+1$, o índice da PTF é determinado pela razão

$$PTF_{t,t+1} = \frac{y_{t+1}/x_{t+1}}{y_t/x_t} \quad (01)$$

Assumindo que as relações físicas entre insumos utilizados e produto máximo potencial, em t e $t+1$, sejam representadas pelas funções $f_t(x)$ e $f_{t+1}(x)$ e aceitando a existência de ineficiência técnica, pode-se definir o produto observado em termos de uma função de produção, tal que

$$y_t = \lambda_t f_t(x_t) \quad , \text{ onde } 0 \leq \lambda_t \leq 1. \quad (02)$$

Um valor de λ_t menor que um implica que a unidade de produção é tecnicamente ineficiente neste período. Substituindo a equação (02) na equação (01), obtém-se

$$PTF_{t,t+1} = \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left[\frac{f_{t+1}(x_{t+1})/x_{t+1}}{f_t(x_t)/x_t} \right] \quad (03)$$

Considerando a hipótese de utilização de níveis de insumos diferentes entre dois períodos consecutivos, pode-se expressar o estoque de insumo em um período t+1 em função do estoque do período t, ou seja, $x_{t+1} = k x_t$. Se a quantidade de insumo em t+1 é maior que em t, k será maior que 1. Além disso, considerando que a função de produção é homogênea de grau ε (t+1), em x_{t+1} , no período t+1, então pode-se escrever (03) como

$$PTF_{t,t+1} = \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left[\frac{f_{t+1}(kx_t)/kx_t}{f_t(x_t)/x_t} \right] = \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] [k^{\varepsilon(t+1)-1}] \left[\frac{f_{t+1}(x_t)}{f_t(x_t)} \right] \quad (04)$$

A equação (04) fornece uma completa decomposição do índice da PTF. O primeiro termo do lado direito de (04) representa a variação na eficiência técnica, o termo intermediário é o efeito da variação de escala de produção e o último mede a variação tecnológica. Observa-se ainda que o efeito de variação de escala é composto pelos parâmetros escala de operação k e o retorno de escala ε .

Mesmo sendo introduzida por um exemplo simples, envolvendo apenas um insumo e um produto, a decomposição do índice de produtividade total dos fatores pode ser aplicada aos casos mais complexos envolvendo modelos com vários insumos e produtos.

Para facilitar a compreensão do conceito do índice de variação da produtividade de Malmquist, é necessária a apresentação dos conceitos de conjunto de possibilidade de produção e de função distância.

O conjunto de possibilidade de produção representa o conjunto de todos os vetores de produtos, $y \in R_+^M$, que possam ser produzidos usando o vetor dos insumos, $x \in R_+^N$. Isto é:

$$P(x) = \{y : x \text{ pode produzir } y\} \quad (05)$$

é o conjunto de todas as combinações de insumos e produtos factíveis. A figura 1 ilustra o conceito de um conjunto de possibilidade de produção. Este conjunto consiste de todos os pontos entre a fronteira de produção, OF' , e o eixo dos x's. Os pontos ao longo da fronteira de produção definem um subconjunto eficiente deste conjunto. Assim sendo, os pontos B e C são exemplos de produção eficiente enquanto o ponto A é um exemplo de ineficiência.

A função distância orientada pelo produto é uma medida de eficiência proposta por Farrell (1957) que calcula o quanto o nível de produto observado está distante do produto máximo potencial, para um dado conjunto de insumos utilizados. na sua produção.

A função distância orientada pelo produto pode ser definida em função do conjunto de possibilidade de produção, $P(x)$, como:

$$D_0(x, y) = \min \{ \delta : (y/\delta) \in P(x) \} \quad (06)$$

Em termos do conjunto de possibilidade de produção, a função distância orientada pelo produto é a contração mínima necessária a permitir que o nível de produto observado pertença ao conjunto de possibilidade de produção. Como o limite superior do conjunto de possibilidade de produção corresponde a fronteira de produção, a contração mínima sempre irá igualar o vetor produto observado ao nível do produto máximo potencial, sobre a fronteira de produção.

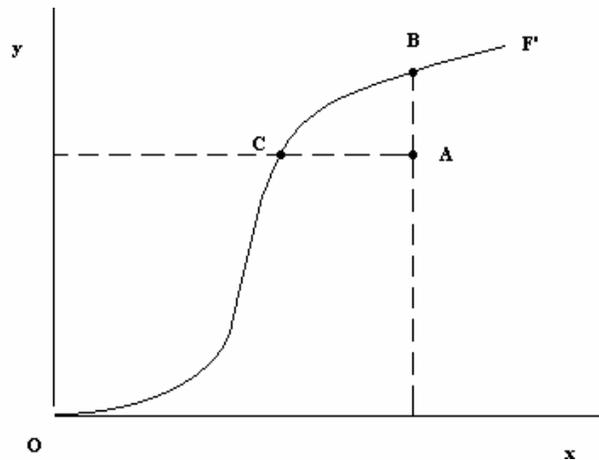


Figura 1

A figura 2 ilustra o conceito de função distância através de um exemplo onde dois produtos y_1 e y_2 são produzidos usando um vetor de insumos x . O conjunto de possibilidade de produção, $P(x)$, é a área limitada pela fronteira de possibilidade de produção (FPP) e os eixos de y_1 e y_2 . A função distância no ponto A é definida com sendo igual a $\delta = OA/OB$ que é menor do que 1. Neste caso, a unidade de produção esta operando ineficientemente, pois com o insumo x se poderia operar no ponto B sobre a fronteira de possibilidade de produção. Se a unidade de produção estivesse operando no ponto C, seria eficiente e a sua função distância seria igual a 1.

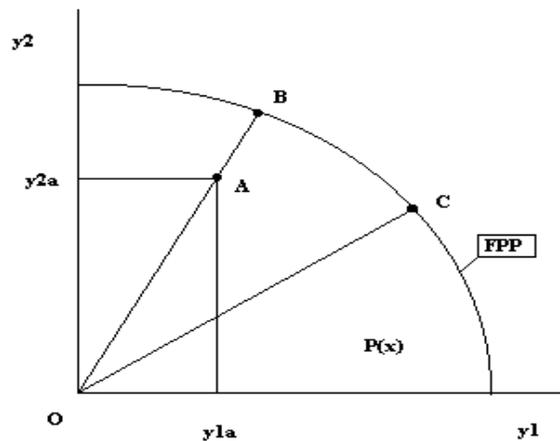


Figura 2

Para definir o índice de Produtividade total de Malmquist orientado pelo produto é necessário definir funções distâncias com respeito a dois períodos de tempo diferentes tais como:

$$D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = \min(\delta : (x^{t+1}, y^{t+1} / \delta) \in P^t(x)) \quad (07)$$

$$D_o^{t+1}(x^t, y^t) = \min(\delta : (x^t, y^t / \delta) \in P^{t+1}(x)) \quad (08)$$

A expressão (07) mede a máxima variação proporcional do vetor de produto necessária para fazer (x^{t+1}, y^{t+1}) factível em relação a tecnologia em t . De maneira análoga, a expressão (08) mede a máxima variação proporcional do vetor de produto necessária para fazer (x^t, y^t) factível agora em relação a tecnologia em $t+1$.

A figura 3 ilustra esses dois casos através de um exemplo quando se produz um único produto y com um único insumo x nos períodos t e $t+1$. Com relação a tecnologia em t , o valor da função distância calculada no ponto E , medida pela expressão (07), é dada por $D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = y_{t+1} / y_a$ que é maior do que 1 em função do deslocamento da fronteira de produção. Já em relação a tecnologia em $t+1$, o valor da função distância no ponto D , medida pela expressão (08), é igual a $D_o^{t+1}(x^t, y^t) = y_t / y_a$ que é menor que 1 como consequência não só da ineficiência com relação a tecnologia em t mas também pelo deslocamento da fronteira de produção.

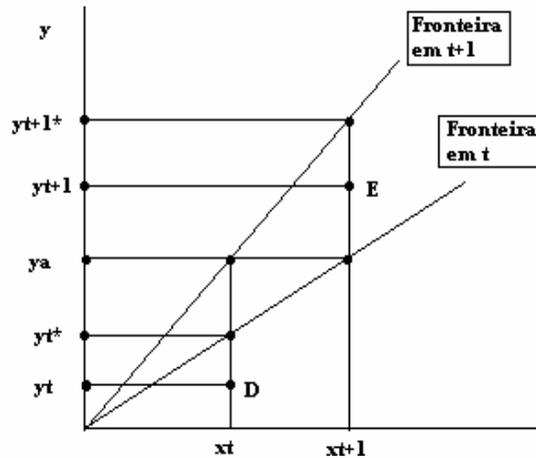


Figura 3

O Índice de Malmquist orientado pelo produto devido a Caves, Christensen e Diewert (1982), quando a tecnologia de referência é a do período t é definido como:

$$M_o^t = \frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \quad (09)$$

Quando se considera a tecnologia de referência do período $t+1$, esse mesmo índice pode ser definido como:

$$M_o^{t+1} = \frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \quad (10)$$

Para evitar qualquer escolha arbitrária do período de referência, o índice de Malmquist é especificado como a média geométrica dos índices (09) e (10). Assim, tem-se que

$$M_o(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \left[\left(\frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \left(\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \right) \right]^{1/2} \quad (11)$$

Segundo Färe et al (1994), uma forma equivalente de definir o índice de Malmquist é dada por

$$M_o(y_{t+1}, y_t, x_{t+1}, x_t) = \left[\frac{d_o^{t+1}(y_{t+1}, x_{t+1})}{d_o^t(y_t, x_t)} \left[\frac{d_o^t(y_{t+1}, x_{t+1})}{d_o^{t+1}(y_{t+1}, x_{t+1})} \times \frac{d_o^s(y_s, x_s)}{d_o^{t+1}(y_t, x_t)} \right] \right]^{1/2} \quad (12)$$

onde o primeiro termo do lado direito de (12) mede a variação eficiência relativa, isto é, a variação de quão distante a produção observada está do máximo produto potencial entre os períodos t e t+1. O segundo termo mede o efeito do deslocamento da tecnologia entre os dois períodos avaliados em x_{t+1} e x_t . Assim, o índice de Malmquist pode ser decomposto em dois componentes:

$$\text{Variação da Eficiência Técnica} = \frac{d_o^{t+1}(y_{t+1}, x_{t+1})}{d_o^t(y_t, x_t)} \quad (13)$$

$$\text{Variação Tecnológica} = \left[\frac{d_o^t(y_{t+1}, x_{t+1})}{d_o^{t+1}(y_{t+1}, x_{t+1})} \times \frac{d_o^t(y_t, x_t)}{d_o^{t+1}(y_t, x_t)} \right]^{1/2} \quad (14)$$

Em termos do diagrama da figura 3, quando se considera que houve progresso técnico o índice de Malmquist entre t e t+1 é igual a $\left[\frac{y_{t+1}/y_{t+1}^*}{y_t/y_t^*} \right] \left[\left(\frac{y_{t+1}/y_a}{y_{t+1}/y_{t+1}^*} \right) \left(\frac{y_t/y_t^*}{y_t/y_a} \right) \right]$.

Para calcular as distâncias que compõem o índice de Malmquist, expressão (12), faz-se uso, neste artigo, da teoria da fronteira estocástica. Os primeiros trabalhos nesta área foram introduzidos por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Vandden Broeck (1977). Estes trabalhos consistiam na estimação de uma função de produção que gerasse a máxima produção em termos dos seus fatores de produção.

Admitindo a possibilidade de ineficiência técnica na combinação dos fatores de produção por parte das unidades de produção, o nível máximo de produto poderia não ser alcançado e assim o produto observado poderia estar abaixo da fronteira máxima de produção.

Nos primeiros trabalhos os fatores que influenciavam a ineficiência técnica não eram especificados no modelo. No entanto, em trabalhos mais recentes tem sido feito um esforço no sentido de descobrir a relação entre certas variáveis e a ineficiência técnica. Pitt e Lee (1981) e Kalirajan (1981), estimaram a ineficiência técnica entre firmas de uma determinada indústria, e em um segundo estágio, regressaram-nas contra variáveis que representavam o tamanho da firma, idade e escolaridade dos administradores. Essa estimação em dois estágios, contradizia a hipótese de que os termos de ineficiência são independentes e identicamente distribuídos. Esta hipótese é assumida no primeiro estágio da estimação, quando as estimações dos termos de ineficiência são realizadas. No segundo estágio, ao relacionar os termos de ineficiência estimados a um número de fatores específicos das firmas, a hipótese de idêntica distribuição é violada, a menos que todos os coeficientes fossem iguais a zero.

Para corrigir essa inconsistência, Kumbhakar, Ghosh e McGuckin (1991) e Reifschneider e Stevenson (1991) introduziram um modelo de fronteira de produção estocástica no qual os efeitos de ineficiência foram especificados como funções de fatores específicos da firma, e todos os parâmetros foram estimados em um único estágio usando a técnica de máxima verossimilhança.

Para acomodar dados em painel, Battese e Coelli (1995) introduzem o seguinte modelo

$$y_{it} = \exp(x_{it} \beta + v_{it} - u_{it}) \quad (15.a)$$

$$u_{it} = z_{it} \theta + w_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N. \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (15.b)$$

onde, para efeito deste artigo, y_{it} é o nível de produto da unidade de produção i no período t ; x_{it} é o vetor de dimensão $(1 \times k)$ dos insumos utilizados pela unidade de produção i no período t ; β é o vetor de dimensão $(k \times 1)$ de coeficientes a serem estimados; v_{it} é uma variável aleatória com distribuição normal, independente e identicamente distribuída, com média zero e variância σ_v^2 ; u_{it} é uma variável aleatória não negativa, com distribuição normal truncada em zero, independentemente distribuída (mas não identicamente), com média $z_{it}\theta$ e variância σ_u^2 ; z_{it} é um vetor (1×1) de fatores que exercem influência sobre a ineficiência técnica da firma i no período t ; θ é um vetor (1×1) de coeficientes a serem estimados; w_{it} é o componente aleatório do termo de ineficiência técnica.

A função de distribuição do efeito de ineficiência depende dos valores das variáveis observáveis e de um vetor de parâmetros. Pode-se perceber facilmente, que os efeitos de eficiência não têm mais a mesma distribuição a medida que os valores de sua média modificam-se ao longo do tempo e entre as unidades de produção. O modelo não considera também a possibilidade de correlação entre os erros (v_i 's), associado à alguma firma ou período de tempo, nem de heteroscedasticidade nos erros e/ou nos efeitos de ineficiência técnica.

Aigner, Lovell e Schimidt (1977) derivam a função de máxima verossimilhança para o modelo de fronteira estocástica, com a variância total σ^2 expressa em função da soma de cada uma das variâncias dos termos aleatórios de maneira que $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$. O parâmetro $\lambda = (\sigma_u^2 / \sigma_v^2)$ foi proposto como uma medida da participação da variância do termo de ineficiência u_{it} em relação a variância do termo erro aleatório v_{it} . Battese e Corra (1977), por sua vez, sugerem o parâmetro $\gamma = \sigma_u^2 / \sigma^2$ que mede a variância do termo de ineficiência na explicação da variância total como substituto do parâmetro λ , principalmente por que os valores de γ estariam entre zero e um facilitando assim o processo de maximização por iterações.

O modelo de fronteira de produção estocástica a ser estimado será a especificação que permite o uso de dados em painel sugerido por Battese e Coelli (1995).

O primeiro passo para a estimação da fronteira de produção estocástica é selecionar uma forma funcional para a função de produção. Diversas formas funcionais têm sido utilizadas. Dentre essas, formas mais simples como a Cobb-Douglas e outras mais complexas como a Translog. A Cobb-Douglas é fácil de estimar mas impõe algumas restrições sobre a estrutura de produção (tais como elasticidade de substituição unitária e retornos de escala fixos). A Translog embora não imponha tais restrições é uma forma funcional de manipulação matemática mais difícil e, por envolver um número maior de variáveis explicativas, reduz o número de graus de liberdade. Além do mais, a função Translog é uma aproximação de segunda ordem para qualquer outra função de produção.

Assim sendo, faz-se um teste de hipótese para se verificar qual das duas formas funcionais deve ser utilizada. Realizando o teste da razão de máxima verossimilhança¹ chega-se a conclusão de que a forma funcional a ser adotada deve ser a Cobb-Douglas. A restrição de retornos constantes de escala deve ser imposta sobre a função de produção para evitar possíveis distorções na estimação da decomposição do índice de produtividade total.

Dessa forma as especificações da função de produção e do termo de ineficiência técnica para os estados brasileiros, a serem estimadas, são dadas respectivamente por

$$\ln(Y_{it}/K_{it}) = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 \ln(L_{it}/K_{it}) \quad (16.a)$$

$$u_{it} = \theta_0 + \sum_{i=1}^3 \theta_i z_{it} + w_{it} \quad (16.b)$$

¹ Realizado o teste da razão de máxima verossimilhança, a estatística de máxima verossimilhança (LR) foi igual a 2,024 que quando comparado com o valor crítico da distribuição Qui-quadrado para 3 graus de liberdade a 5% (7,28) implica na aceitação da hipótese nula de que a forma funcional Cobb-Douglas se ajusta melhor aos dados.

onde Y_{it} é o PIB estadual; K_{it} é o estoque de capital físico; D_1, D_2, D_3 e D_4 são, respectivamente, as dummy's relacionadas às regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste com o objetivo de se captar possíveis diferenças entre as regiões; L_{it} é o pessoal ocupado; Z_{1t} escolaridade média da mão-de-obra; Z_{2t} é o gasto do governo estadual com custeio e pessoal e Z_{3t} o tempo. Os índices i e t , que acompanham todas as variáveis, indicam que se trata da observação referente ao i -ésimo estado no período t .

Em resumo, o objetivo é estimar conjuntamente os parâmetros das equações (16.a) e (16.b) para, em seguida, calcular as funções distâncias que compõem o índice de Malmquist. O método utilizado para estimar simultânea e eficientemente os parâmetros das equações (16.a) e (16.b) é a técnica da Máxima Verossimilhança cuja função encontra-se apresentada em Batusse e Coelli (1993). O programa utilizado para a estimação dos parâmetros foi o Frontier 4.1 (Coelli, 1996).

IV – ANÁLISE DOS RESULTADOS ESTIMADOS

Inicialmente apresenta-se uma análise dos resultados estimados da fronteira estocástica cuja discussão teórica foi realizada na seção anterior. Mais especificamente, faz-se uma análise da estimação dos parâmetros das equações (16.a) e (16.b). Em seguida, os índices de produtividade total de Malmquist, de variação da eficiência e de variação tecnológica são construídos e analisados. A tabela 1 a seguir apresenta os coeficientes estimados da função de produção estocástica (16.a) e da ineficiência técnica (16.b), conforme o método da máxima verossimilhança.

Tabela 1

ESTIMADORES DE MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA DOS PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO E DA INEFICIÊNCIA TÉCNICA DOS ESTADOS BRASILEIROS (VARIÁVEL DEPENDENTE: Ln(PIB))				
Variáveis	Coefficientes	Erro-padrão	Estatística – t	
Constante	9,96E+00	3,11E-01	3,20E+01	
D1	5,71E-01	8,93E-02	6,39E+00	
D2	6,34E-02	6,30E-02	1,01E+00	
D3	1,45E-01	8,97E-02	1,61E+00	
D4	6,97E-02	7,65E-02	9,12E-01	
ln(L)	9,10E-01	4,18E-02	2,18E+01	
ln(K)	9,00E-02	4,18E-02	2,15E+00	
INEFIÊNCIA TÉCNICA				
Constante	2,22E+00	2,17E-01	1,02E+01	
Escolaridade	-4,30E-01	4,62E-02	9,30E+00	
Consumo do Gov.	-8,53E-08	1,20E-08	7,09E+00	
Tempo	3,59E-02	8,53E-03	4,20E+00	
σ^2	5,68E-02	7,00E-03	8,12E+00	
γ	7,49E-01	3,26E-02	2,30E+01	
LR = 132,49	$\chi^2(5) = 11,1$	Períodos = 10	Observações = 210	

Obs.: LR é o Teste da Razão de Máxima Verossimilhança; $\chi^2(5)$ é o valor crítico da distribuição qui-quadrado com cinco graus de liberdade ao nível de 5% de significância;

De acordo com esta tabela, o valor do parâmetro γ estimado (0,749) indica que 74,9% da variância total é explicada pela variância do termo de ineficiência técnica. Assim sendo, a técnica de fronteira de produção estocástica é mais adequada quando comparada ao método tradicional de mínimos quadrados. A estatística do teste da razão de máxima verossimilhança (LR=132,49) para testar $H_0 : \gamma = \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0$ quando comparada a $\chi_{0,05}(5) = 11,1$ indica que as variáveis nível de escolaridade, gastos dos governos e o tempo são significativas para explicar a ineficiência técnica de produção e que seus efeitos são importantes no modelo de fronteira estocástica. Este resultado mostra que as

variações no nível de produção não são explicadas apenas pelo estoque de capital e pessoal empregado mas também pelo efeitos da ineficiência técnica.

Quanto aos parâmetros da função de produção, pode-se verificar que o único coeficiente significativo das variáveis *dummy's* foi D_1 . Nestes termos, pode-se inferir que a região Nordeste se diferencia com relação as demais. Por último, tanto o estoque de capital como pessoal empregado são importantes para explicar variações no produto dos estados brasileiros.

Quanto aos coeficientes das variáveis do termo de ineficiência técnica, todos foram significativos, sendo os coeficientes da escolaridade da mão-de-obra e gastos (consumo) do governo dos estados negativos, o que implica numa relação positiva com a eficiência técnica. Neste sentido, quanto maiores o nível de escolaridade e os gastos dos governos estaduais maiores foram suas eficiências técnicas. O coeficiente da variável tempo sendo positivo implica que ineficiência técnica de produção aumentou durante o período analisado.

A partir deste resultados estimados, calcula-se as funções distâncias. Pelas expressões (13) e (14), com base nas distâncias, determina-se os índices de variação da eficiência técnica, de variação tecnológica e o índice de Malmquist cujas médias geométricas anuais se encontram apresentadas na tabela 2.

Tabela 2

DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL MEDIDA PELO ÍNDICE DE MALMQUIST
– VARIAÇÃO MÉDIA ANUAL 1986-1995

Estado/Região	Produtividade	Var. de Eficiência Técnica	Var. Tecnológica
AM	1,006	0,977	1,030
PA	0,993	0,964	1,031
Norte	0,999	0,970	1,030
MA	0,970	0,980	0,991
PI	1,007	0,992	1,016
CE	1,021	0,994	1,027
RN	0,992	0,973	1,020
PB	1,006	0,990	1,015
PE	0,962	0,986	0,975
AL	1,016	0,968	1,050
SE	0,961	0,952	1,010
BA	0,927	0,968	0,957
Nordeste	0,985	0,978	1,007
MG	1,017	0,994	1,023
ES	1,021	0,989	1,031
RJ	1,023	1,000	1,023
SP	1,028	1,000	1,027
Sudeste	1,022	0,996	1,026
PR	1,022	0,993	1,029
SC	1,024	0,985	1,039
RS	1,026	0,991	1,035
Sul	1,024	0,990	1,034
MS	1,017	0,978	1,040
MT	1,034	0,975	1,061
GO	0,981	0,984	0,997
Centro-Oeste	1,011	0,979	1,033
MÉDIA	1,003	0,983	1,020

Obs.: Os resultados relativos as regiões são as médias geométricas dos índices de cada um de seus estados membros.

De acordo com o disposto nesta tabela, os melhores resultados em ganhos de produtividade entre os estados foram nessa ordem: Mato Grosso (3,4%), São Paulo (2,8%), Rio Grande do Sul (2,6%), Santa Catarina (2,4%), Rio de Janeiro (2,3%), Paraná (2,2%), Ceará (2,1%), Espírito Santo (2,1%), Minas Gerais (1,7%), Mato Grosso do Sul (1,7%), Alagoas (1,6%), Piauí (0,7%), Amazonas (0,6%) e Paraíba (0,6%) pois todos eles cresceram a taxas superiores a do Brasil (0,3%). Além do mais, como pode ser observado na figura 4, todos estes estados apresentam índices de variação tecnológica superiores aos de variação da eficiência técnica.

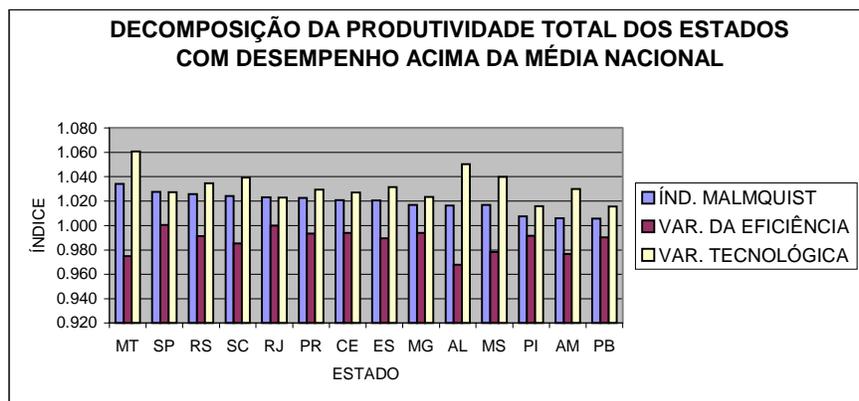


Figura 4

Os estados que apresentaram os piores desempenhos foram: Bahia (-7,3%), Sergipe (-3,9%), Pernambuco (-3,8%), Maranhão (-2,9%), Goiás (-1,8%), Rio Grande do Norte (-0,8%) e Pará (-0,7%) com variação abaixo da média nacional. Como pode ser observado na figura 5, alguns desses estados obtiveram índices de variação da eficiência superiores aos de variação tecnológica.

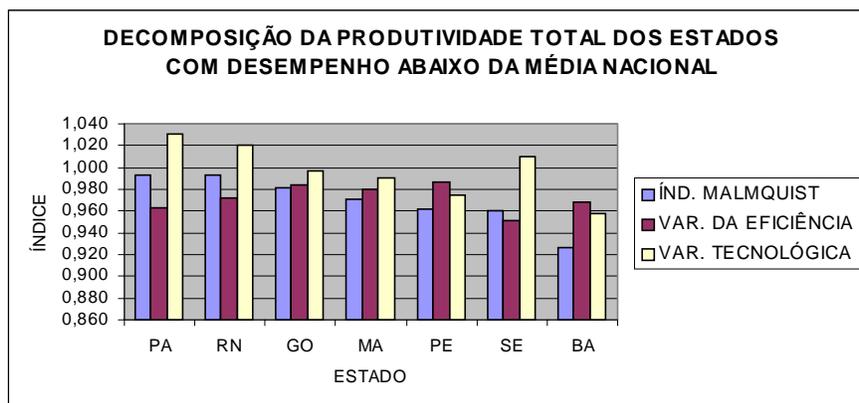


Figura 5

No que se refere as regiões, observando suas médias de produtividade na tabela 2 e ilustrada na figura 6, os melhores desempenhos em ordem decrescente foram os das regiões Sul (2,4%), Sudeste (2,2%), Centro-Oeste (1,1%), Norte (1,0%) e Nordeste (-2,5%). Na figura 6, pode-se verificar que em todas as regiões a variação tecnológica foi superior à variação da eficiência, sendo que a maior variação tecnológica aconteceu na região Sul e a maior variação da eficiência técnica no Sudeste. Neste sentido, os ganhos de produtividade das regiões brasileiras se deram muito mais em função dos índices de variação tecnológica do que em relação aos índices de variação da eficiência técnica.

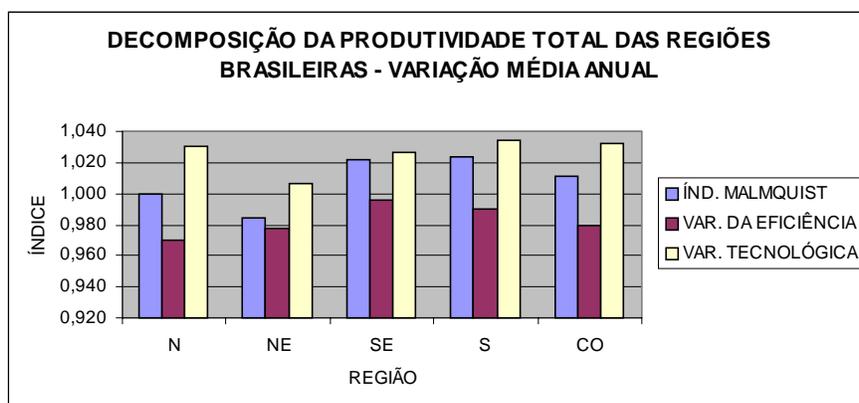


Figura 6

As trajetórias da produtividade total das regiões brasileiras, na figura 7, conseguem demonstrar que todas as regiões apresentaram uma redução nos índices de produtividade entre os anos de 1989 e 1992. Após este período todas as regiões apresentam uma trajetória de produtividade crescente resultando na maioria dos casos, com exceção do Norte, em maiores ganhos de produtividade em 1995 comparado ao período inicial (1986). Este fato coincide justamente com o início da maior inserção da economia brasileira no cenário internacional.

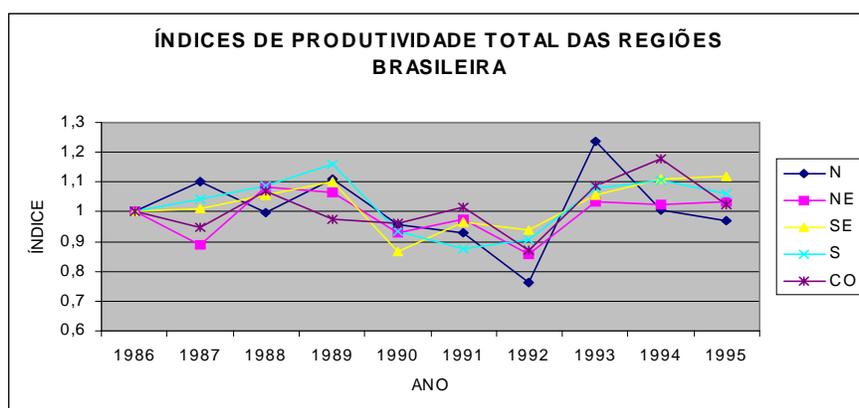


Figura 7

Afim de analisar o impacto das variações de eficiência técnica e variação tecnológica na produtividade total das regiões ao longo do tempo, apresenta-se, a partir da figura 8, as trajetórias das médias geométricas acumuladas destas séries. A utilização das médias dos índices acumulados tem por objetivo evitar as oscilações excessivas dos índices decorrentes de algum choque aleatório.

Assim, de acordo com a figura 8, verifica-se que, na região Norte, as médias dos índices acumulados de variação tecnológica declina ao longo do tempo embora maior em nível do que o da variação de eficiência apresentando pouca oscilação, enquanto as médias dos índice acumulados da variação da eficiência oscilam em torno de 0,98. Desta forma pode-se verificar que a tendência da produtividade total é determinada muito mais pela variação tecnológica, enquanto que a oscilação da produtividade segue a variação da eficiência. Interpretando este resultado pode-se afirmar que a partir de 1989 com uma maior abertura da economia brasileira, percebe-se inicialmente que os ganhos de produtividade são reduzidos e que

somente após 1992 a região consegue recuperar sua capacidade de absorver tecnologia e elevar a sua produtividade.

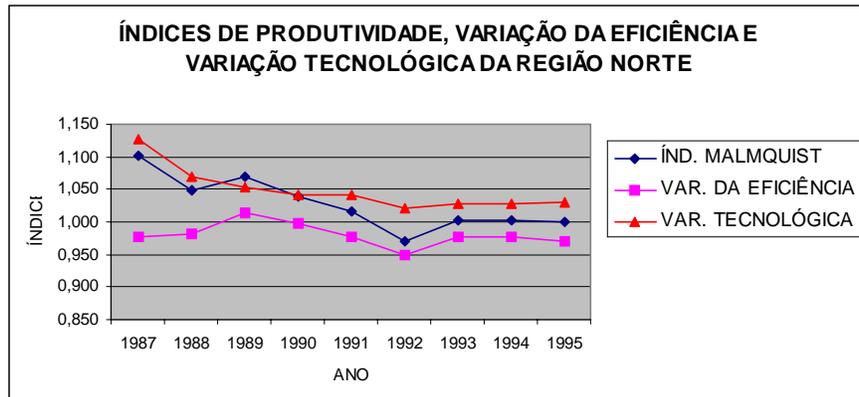


Figura 8

Fazendo-se o mesmo para região Nordeste, pode-se verificar na figura 9 que a partir de 1988 os índices de variação tecnológica variam pouco e declinam ao longo do tempo. Por sua vez, os índices de variação da eficiência oscilam em torno de um valor médio, não demonstrando a existência de uma tendência de declínio ou elevação. Deve-se observar ainda que os índices de variação tecnológica são, em média, superiores aos de variação da eficiência. Desta forma, os índices de produtividade apresentam a tendência declinante da variação tecnológica e oscilam guiados pela variação da eficiência. Durante o período de 1989 à 1992, a variação tecnológica e a produtividade declinam. Somente a partir deste último ano, é que se verifica uma tendência crescente dos índices de variação tecnológica e produtividade. Em relação à abertura econômica, os resultados sugerem que somente após 1992, é que a região inicia um processo de recuperação de sua competitividade.

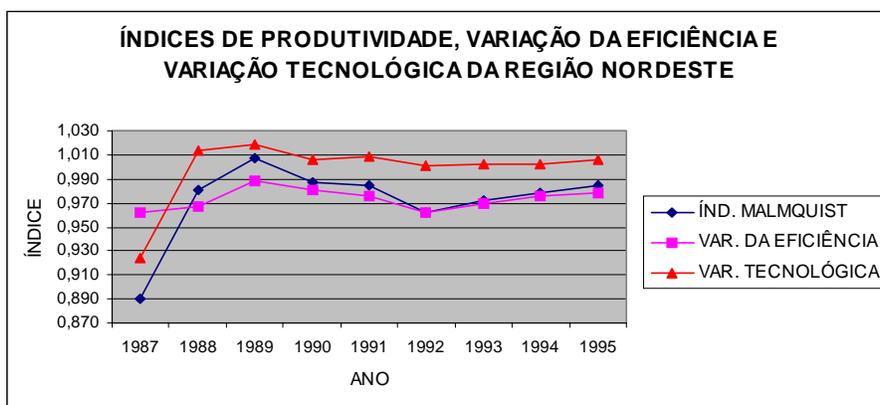


Figura 9

No caso do Sudeste, conforme mostra a figura 10, observa-se que entre 1989 e 1990 há uma acentuada queda no índice de variação tecnológica, e como consequência ocorre uma queda no índice da produtividade total, para logo depois se estabilizarem em níveis mais baixos que os do período anterior a 1989. O índice da variação da eficiência decresce entre 1990 e 1992, contribuindo para que o índice da produtividade total decresça continuamente. A partir de 1992, a variação tecnológica e variação da eficiência passam a crescer conjuntamente provocando uma rápida recuperação da produtividade. Por fim, vale notar

que no Sudeste aconteceu um fenômeno contrário aquele ocorrido no Nordeste, no sentido de que foi a variação tecnológica responsável pela queda da produtividade no período anterior à abertura econômica.

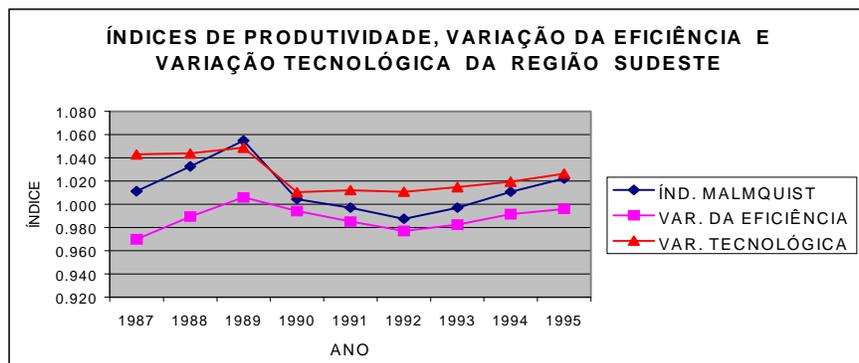


Figura 10

Por sua vez, na região Sul, de acordo com a figura 11, pode-se verificar que as relações e trajetórias dos três índices são semelhantes aquelas verificadas na região sudeste, o que demonstra que o efeito do processo da abertura econômica foi semelhante em ambas regiões. Até o ano de 1992 se observa um padrão de alternância em termos de influência sobre a produtividade total. No entanto, a partir desse período, observa-se um padrão de convergência entre os índices de variação da eficiência técnica e de variação tecnológica. Neste sentido, pode-se concluir que ambos os índices influenciam na mesma intensidade a produtividade total.

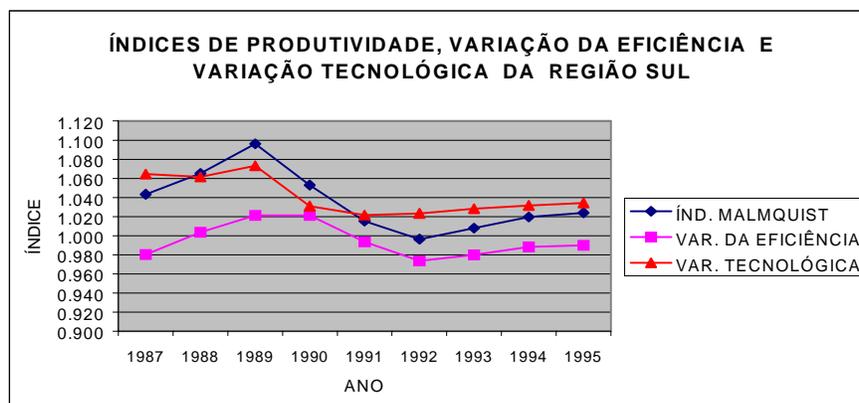


Figura 11

Finalmente, analisando as trajetórias desses índices para a região Centro-Oeste (figura 12) verifica-se que na maioria dos anos houve predominância da variação tecnológica sobre a variação da eficiência técnica. Após 1992, o índice de produtividade passa a aumentar rapidamente, recuperando as perdas sofridas no período anterior resultante do declínio da variação da eficiência.

Em resumo, observa-se uma característica comum em todas as regiões brasileiras qual seja: logo após o início da abertura econômica no Brasil os índices de produtividade total, de variação tecnológica e de variação de eficiência apresentam trajetórias declinantes entre os anos de 1989 e 1992. Após este último ano, há uma inversão destas trajetórias e elas passam a crescer ao longo do tempo.

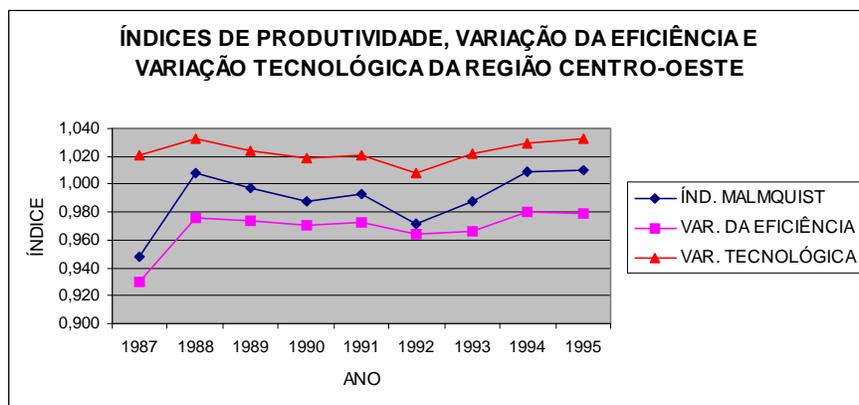


Figura 12

Utilizando os coeficientes estimados da função de produção (16.a), pode-se ponderar as variáveis estoque de capital e trabalho para se calcular o nível de produtividade total, resolvendo a seguinte expressão:

$$PTF = \exp \left(\ln(y_i) - \sum_{j=1}^k \beta_j \ln(x_{ji}) \right) \quad (17)$$

onde, y_i e x_{ji} representam, respectivamente, o nível de produto e o j -ésimo fator de produção do estado i .

Tabela 3

NÍVEIS DE PRODUTIVIDADE TOTAL DOS ESTADOS BRASILEIROS E SUA DISPERSÃO ENTRE 1986-1995			
ESTADO	PTF		VARIACÃO
	1986	1995	
AM	35.72	37.69	5.5%
PA	16.07	15.09	-6.1%
MA	1.00	0.76	-23.8%
PI	1.33	1.42	6.9%
CE	2.42	2.92	20.3%
RN	4.25	3.97	-6.6%
PB	2.59	2.72	5.1%
PE	4.56	3.22	-29.5%
AL	2.58	2.99	15.7%
SE	4.66	3.25	-30.2%
BA	4.18	2.11	-49.5%
MG	8.69	10.11	16.3%
ES	9.84	11.82	20.1%
RJ	30.44	37.35	22.7%
SP	73.46	93.95	27.9%
PR	9.54	11.65	22.1%
SC	12.09	14.98	23.9%
RS	21.53	27.04	25.6%
MS	9.58	11.14	16.3%
MT	6.90	9.35	35.4%
GO	6.35	5.35	-15.6%
DESVIO-PADRÃO	16.73	21.18	26.6%

Obs.: Os níveis de PTF estão normalizados fazendo o menor deles (Maranhão) igual a 1.

Calculando os níveis de PTF dos estados para o ano de 1986 utilizando a expressão (17), e aplicando sobre eles os índices de produtividade total de Malmquist calculados por (12), pode-se calcular o nível da PTF para o final do período (1995). Verificando a dispersão da PTF entre 1986 e 1995, obtém-se os resultados apresentados na tabela 3. Considerando a amostra como sendo representativa de todos os estados brasileiros, pode-se perceber que a dispersão em nível de produtividade aumentou em 26,6%². Isto deve-se ao fato que os estados do Sul e do Sudeste, que tinham níveis de PTF's acima da média nacional no início do período, tiveram resultados positivos aumentando ainda mais a sua vantagem em relação aos demais estados. Por outro lado, vários estados do Nordeste que já tinham produtividade abaixo da média nacional, tais como, Bahia, Pernambuco, Maranhão e Rio Grande do Norte, além de Goiás, tiveram ganhos de produtividade abaixo da média aumentando assim a distância entre eles e os estados das regiões Sul e Sudeste.

Em relação as regiões brasileiras, foi utilizada a mesma metodologia anteriormente aplicada para os estados. Os resultados obtidos mostram que a dispersão também aumentou entres as regiões de acordo com o disposto na tabela 4 a seguir.

Tabela 4

NÍVEIS DE PRODUTIVIDADE TOTAL DAS REGIÕES BRASILEIRAS - VARIAÇÃO NA DISPERSÃO EM PRODUTIVIDADE ENTRE 1986-1995.

REGIÃO	PTF		VARIAÇÃO
	1986	1995	
NORTE	8.45	8.61	1.9%
NORDESTE	1.00	0.85	-15.3%
SUDESTE	9.99	12.50	25.1%
SUL	4.70	5.84	24.3%
CENTRO-OESTE	2.48	2.81	13.2%
DESVIO-PADRÃO	3.83	4.63	20.9%

Obs.: Os níveis de PTF estão normalizados fazendo o menor deles (Nordeste) igual a 1.

No início do período as regiões que apresentavam as PTF's mais elevadas foram Norte e Sudeste. Pelo método do Malmquist, pode-se observar que o Sudeste obteve o maior ganho de produtividade no período ampliando a sua vantagem sobre as demais. Por sua vez, o Nordeste que detinha a pior PTF entre as regiões, obteve perda de produtividade, o que contribuiu para aumentar a sua desvantagem em relação às demais regiões.

Por sua vez, a região Norte mesmo com uma taxa de variação menor que das regiões Sul e do Centro-Oeste conseguiu manter a sua posição relativa de segunda região mais produtiva do país. No entanto, este resultado deve ser melhor contextualizado no sentido de que, nesta região, levou-se em consideração apenas os estados do Pará e Amazonas devido a falta de dados para os demais estados desta região. Assim este resultado pode ficar comprometido em função destes estados serem os maiores e mais importantes desta região

Embora alguns estados nordestinos apresentem índices de variação da produtividade acima da média nacional, os ganhos obtidos não foram suficientes para aproximar o Nordeste das regiões mais adiantadas.

Considerando os estados dentro de suas respectivas regiões, calculando as dispersões em produtividade entre eles, obtém-se o resultado resumido na tabela 5.

² Um aumento na dispersão de 30,6% entre as PTF dos estados, no período entre 1986 e 1995, também foi verificado quando se calcula as PTF pelo método tradicional do resíduo de Solow, de acordo com a expressão 17.

De todas as regiões, apenas o Nordeste apresentou uma redução na dispersão nos níveis de produtividade entre os seus estados. Os estados inicialmente mais produtivos desta região como Bahia, Pernambuco e Rio Grande do Norte, apresentaram perda de produtividade no período, devido a quedas de eficiência técnica basicamente, enquanto o Ceará, Piauí e Alagoas, entre outros, aumentaram a sua produtividade. Nas demais, pode-se observar que os desníveis aumentaram. Entre os estados do Norte, Amazonas ampliou sua vantagem em relação ao Pará. No Sudeste, São Paulo e Rio de Janeiro - os mais produtivos no início do período - obtiveram maiores índices de produtividade do que Minas Gerais e Espírito Santo. No Sul, as maiores variações na produtividade ocorreram nos estados que inicialmente tinham os níveis de produtividade mais elevados. Desta forma, o Rio Grande do Sul aumentou a sua vantagem sobre Santa Catarina e Paraná. No Centro-Oeste, Mato Grosso e Mato Grosso do Sul obtiveram ganhos de produtividade enquanto Goiás obteve perda de produtividade, o que implicou no aumento da dispersão.

Tabela 5

DISPERSÃO DA PRODUTIVIDADE ENTRE OS ESTADOS DENTRO DE UMA MESMA REGIÃO					
ANO	DISPERSÃO DA PTF INTRA-REGIONAL				
	N	NE	SE	S	CO
1986	13.90	1.40	30.26	6.32	1.73
1995	15.98	1.00	39.13	8.10	2.96
VARIAÇÃO	15.0%	-28.5%	29.3%	28.1%	71.4%

Em resumo, os estados e regiões economicamente mais desenvolvidos obtiveram, em média, resultados acima da média nacional. O principal fator determinante dos ganhos de produtividade foi a variação tecnológica.

IV - CONCLUSÃO

As regiões brasileiras que apresentaram os maiores ganhos de produtividade em média entre os anos de 1986 e 1995 foram, nesta ordem, Sul (2,4%), Sudeste (2,2%) e Centro Oeste (1,1%) com taxas de crescimento da produtividade total superior a taxa do Brasil (0,3%). Além do mais, observa-se uma característica comum nestes resultados: os ganhos de produtividade destas regiões se deram muito mais pela variação tecnológica do que pela variação de eficiência técnica pois, enquanto a primeira apresentou todos os índices maiores do que um os valores do índice da variação de eficiência técnica foram todos negativos. As regiões que apresentaram taxas de crescimento negativas e, portanto, abaixo da média nacional foram, nesta ordem, Norte (-0,01%) e Nordeste (-1,5%). Em relação a este resultado vale salientar que nesse estudo foram levados em consideração somente os maiores e mais importantes estados (Pará e Amazonas) desta região. Neste sentido, esta ordem poderia possivelmente ser alterada quando se incluí-se os demais estados desta região.

Na região Sul, a produtividade total de todos os estados que compõem esta região cresceu a taxa superior não somente quando comparada a da própria região (2,4%) mas também com relação a taxa brasileira (0,03%). Nesta ordem, Rio Grande do Sul cresceu a 2,6%, Santa Catarina a 2,4% e Paraná a 2,2% e todos estes ganhos de produtividade também foram muito mais devidos ao índice de variação tecnológica do que ao de variação da eficiência, como mostram os resultados da tabela 2.

Na região Sudeste, as taxas de produtividade dos estados de São Paulo (2,8%) e Rio de Janeiro (2,3%) também são maiores do que da própria região (2,2%) e do Brasil (0,03%). O estado de Minas Gerais (1,7%) embora cresça a uma taxa superior à do Brasil ainda assim cresce menos do que sua própria região. Os resultados da tabela 2 mostram novamente que todos os ganhos de produtividade desses estados se deram muito mais em função do índice de variação tecnológica do que pelo índice de variação de eficiência técnica.

Na região Centro Oeste, em termos de produtividade total, somente os estados de Mato Grosso (3,4%) e do Mato Grosso do Sul (1,7%) conseguem crescer a taxas superiores à da própria região (1,1%) e à do Brasil (0,03%). Surpreendentemente, o estado de Goiás apresentou, em média, uma taxa de crescimento de sua produtividade total negativa (-1,9%) e, seus índices de variação tecnológica e de variação de eficiência técnica também foram negativos. No entanto, mais uma vez se observa que os índices de produtividade desses estados total foram muito mais explicados pelo índice de variação tecnológica do que pelo de variação de eficiência.

Na região Norte, somente o estado do Amazonas (0,06%) consegue apresentar taxa de crescimento da produtividade positiva e maior do que de sua região (-0,01%) e do Brasil. A produtividade do estado do Pará, no período analisado, decresceu a uma taxa de -0,7% ao ano e este resultado é explicado pelo fato de sua variação de eficiência técnica ter decrescido a uma taxa de 3,6% ao ano, embora sua variação tecnológica tenha crescido 3,1%. Portanto, o decrescimento da variação de eficiência técnica mais que descondensou o crescimento da variação tecnológica fazendo com que a taxa de crescimento da produtividade deste estado fosse negativa.

Na região Nordeste, os estados do Ceará (2,1%), Alagoas (1,6%), Piauí (0,7%) e Paraíba (0,6%), nesta ordem, conseguem crescer a taxas superiores as da região (-1,5%) e do Brasil. Todos os demais estados apresentam taxas de produtividade total negativas. São eles nesta ordem: Bahia (-7,3%), Sergipe (-3,9%), Pernambuco (-3,8%), Maranhão (-3%) e Rio Grande do Norte (-0,8%). Em todos os estados desta região os índices de variação tecnológica predominaram os índices de variação da eficiência técnica fazendo com que as produtividade desses estados sejam muito mais explicadas pelo primeiro índice do que pelo segundo.

Entre todos os estados brasileiros, São Paulo e Rio de Janeiro foram os únicos a apresentarem, em termos de médias anuais, taxas de variação tecnológica e de variação da eficiência técnica positivas. O estado do Rio Grande do Sul embora apresente uma taxa de produtividade maior do que o Rio de Janeiro, sua taxa de variação da eficiência técnica foi negativa. Assim, seus ganhos de produtividade devido a variação tecnológica mais que compensou a perda advinda da variação de eficiência técnica.

Quanto a hipótese da convergência em produtividade, constata-se que está havendo divergência entre os estados brasileiros, sendo que os estados mais produtivos no início do período analisado, tais como São Paulo e Rio Grande do Sul, aumentaram a sua vantagem em relação aos demais. A mesma conclusão é obtida quando se leva em consideração somente as regiões brasileiras. Com efeito, as regiões Sudeste, Sul e Centro Oeste se destacam em relação as demais com a região Norte ficando praticamente estagnada e a região Nordeste apresentando perda de produtividade.

Outra conclusão interessante é que após o ano de 1989, período em que se inicia uma maior abertura da economia brasileira, os índices de produtividade total, da variação tecnológica e da variação de eficiência técnica apresentam trajetórias declinantes até o ano de 1992 quando então, a menos da região Norte onde estas trajetória se estabilizam, nas outras regiões elas passam a crescer. Neste sentido, parece existir alguma evidência de que o impacto inicial da abertura econômica implicou em perda de produtividade. Depois de alguns anos de ajuste a produtividade passa a crescer.

Por último, cabe destacar que o nível de escolaridade e os gastos (consumo) dos governos estaduais impactam positivamente os níveis de eficiência técnica dos estados brasileiros.

APÊNDICE

Dados Amostrais

Para estimar a fronteira de produção estocástica e os efeitos da ineficiência técnica para os 21 estados, no período de 1986 à 1995, foram utilizadas as seguintes séries: Produto Interno Bruto (PIB), das contas regionais do IBGE; consumo total menos consumo residencial de energia elétrica, construída a partir das informações coletadas nos Anuários Estatísticos do Brasil, publicados pelo IBGE; pessoal ocupado com 10

anos de idade ou mais, extraída da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar - PNAD, publicada pelo IBGE; média da escolaridade do pessoal ocupado com 10 anos de idade ou mais, construída a partir dos dados da PNAD, IBGE; despesas dos governos estaduais com pessoal e custeio, construída a partir da Execução Orçamentária dos Municípios e Estados, extraído do *site* da Secretaria do Tesouro Nacional - STN;

As três primeiras séries são utilizadas para estimar a função de produção dos estados brasileiros. Como *proxy* do estoque de capital dos estados, é utilizada a série do consumo total de energia elétrica menos consumo residencial, de agora em diante chamada de consumo não-residencial de energia elétrica. A série de pessoal ocupado é utilizada como *proxy* da mão-de-obra empregada.

As demais séries são as variáveis que explicam a ineficiência técnica de produção. Isto é, estamos supondo que existe um conjunto de variáveis que não são consideradas fatores de produção mas que afetam o produto, aumentando ou diminuindo a eficiência produtiva dos estados.

Inicialmente, o objetivo era estudar todos os estados brasileiros. Porém, apenas 21 estão presentes nas amostras. Os ausentes são os estados da região Norte, com exceção do Amazonas e Pará, e o Distrito Federal. Dos primeiros, a exclusão se deve a falta de informações disponíveis sobre pessoal ocupado e escolaridade. Já o Distrito Federal, por se tratar da sede do governo federal, tem uma formação econômica consideravelmente influenciada pela prestação de serviços ligados aos poderes da república e bastante diferenciada dos demais estados, podendo assim distorcer os resultados.

REFERÊNCIAS

- AIGNER, D.J., LOVELL, C.A.K. and SCHIMIDT, P., "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier production Functions Models", *Journal of Econometrics*, 6, 21-37, 1977.
- ARRAES, R. A., "A Convergência e Crescimento Econômico do Nordeste". *Revista Econômica do Nordeste*, v. 28, p31-41, 1997.
- AZZONI, c.r., "Crescimento Econômico e Convergência de Rendas Regionais: o Caso Brasileiro à luz da nova Teoria do Crescimento ". *anais do XXII Encontro Nacional de Economia, Florianópolis. ANPEC. 1994.*
- BARRO, R and SALA-I-MARTIN, X., "Convergence". *Journal of Political Economy*, V. 100, n 2, p.223-251, 1992
- BARRO, R and SALA-I-MARTIN, X., "Technological Diffusion, Convergence and Growth", NBER Working Paper Series, N 5151, June 1995
- BATTESE, G.E. and COELLI, T.J., "A stochastic Frontier Production Incorporating a model for Technical Inefficiency Effects", *Working Paperes in Econometrics and Applied Statistics*, N. 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, pp.22, 1993.
- BATTESE, G.E. and COELLI, T.J., "A Model for Technical Inefficiency Effects in Stochastic Frontier Production Functions for Panel Data", *Empirical Economics*, 20, 325-332, 1995.
- BATTESE, G.E. and CORRA, G.S., "Estimation of a Production Frontier Model: Wiht Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21, 169-179, 1977.
- BAUMOL, W.J., WOLF, E.N., "Productivity Growth, Convergence and Welfare: Reply". *American Economic Review*. 78(5), pp.1155-59, 1988.
- CASS, David. Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation. *Review of Economic Studies* 32 (july)? 233-240, 1965.
- CAVALCANTI, P.F. F. e ELLERY JR., R.G., "Convergência entre a Renda Per-Capita dos Estados Brasileiros", *Revista Brasileira de Econometria*, v.6, abril de 1996.
- CAVES, D.W., CHRISTENSEN, L.R. and DIEWERT, W.E. " Multilateral Comparisons of Output, Input and productivity Using Superlative Index number", *Economic Journal*, 92, 73-86, 1982.
- COELLI, T.J., "A Guide to FRONTIER version 4.1: a Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation". CEPA Working Paper 1996/07.

- FÄRE, R., S. GROSSKOPT, M. and Z. ZHANG. "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries", *American Economic Review*, 64: 66-83, 1994.
- FARRELL, M.J., "The measurement of Productive Efficiency", *Journal of Royal Statistical Society, Series A*, CXX, Part 3, 253-290, 1957.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, *Contas Regionais - 1986-95*.
Extraído do *site* <ftp://ftp.ibge.gov.br>.
- _____, *Anuários Estatísticos do Brasil, anos de 1987 à 1997*.
- _____. *Pesquisa Nacional por Amostragem Familiar - PNAD, anos de 1986 à 1995*.
- IPEA - INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICAS E APLICADAS, *Banco de Tabelas Técnicas*. Extraído do *site* www.prosiga.br/economia.
- KALIRAJAN, K. P. "An Econometric Analysis of Yield Variability in Paddy Production", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 29, 283-294, 1981.
- KOOPMANS, T.C., *On Concept of Optimal Economic Growth*. In *The Economic Approach to Development Planning*. Amsterdam: North-Holland, 1965.
- KUMBHAKAR, S.C., GHOSH, S. and McGUCHIN, J.T., "A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in US Dairy Farms", *Journal of Business and Economic Statistics*, 9: 279-286, 1991.
- MALMQUIST, STEN, "Index Number and Indifference Curves". *Trabajos de Estadística*, 1953, 4(1), pp.209-42., 1953.
- MARINHO, E. L.L. e BARRETO, F.A.F.D., "Avaliação do Crescimento da Produtividade e do Progresso Tecnológico dos Estados do Nordeste com a Fronteira de Produção Estocástica". *Política e Planejamento Econômico*, IPEA, Vol. 30(3), Dezembro de 2000.
- MEEUSEN, W., van den BROECK, "Efficiency Estimation from COBB-DOUGLAS production with Composed Error". *International Economics Review*, 32, 715-723, 1977.
- PITT, M.M. and L.F.LEE, "Measurement and Sources of technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry", *Journal of Development Economics*, 9, 43-64, 1981.
- RAMSEY, F.P., *A Mathematical Theory of Saving*, *Economic Journal* 38 (December): 543-559, Reprinted in *Stiglitz and Uzawa (1969)*
- REBELO, SERGIO, "Growth in Open Economies", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1992, 36, 5-46.
- ROMER, PAUL M. "Increasing Returns and Long-run Growth", *Journal of Political Economy*, 1986, 94, 1002-1037.
- REIFSCHEIDER, D. and STEVENSON, R., "Systematic Departures from the Frontier: A Framework for Analysis of Firm Inefficiency". *International Economic Review*, 32: 715-723, 1991.
- STN - SECRETARIA DO TESOURO NACIONAL, *Execução Orçamentária dos Municípios e Estados, anos de 1986-1995*. Extraído do *site* www.stn.fazenda.gov.br.
- SOLOW, ROBERT M. "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1956, 70, 1 (February), 65-94.