

Produtividade, Variação Tecnológica e Variação de Eficiência Técnica das Regiões e Estados Brasileiros

Emerson Marinho

Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN e do Departamento de Economia Aplicada da UFC

Flávio Ataliba

Professor do Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN e do Departamento de Economia Aplicada da UFC

Francisco Lima

Professor do Departamento de Economia da UERN

RESUMO

Neste artigo estima-se uma fronteira de produção estocástica para o Brasil. A partir dela calcula-se o índice de variação da produtividade total de Malmquist para as regiões e 21 Estados brasileiros no período entre 1986 e 1998. Este índice será decomposto nos índices 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, de que seus ganhos de produtividade foram muito mais explicados pela variação tecnológica do que pela variação de eficiência técnica. Calcula-se também os níveis de produtividade, no início e final do período amostral, e chega-se à conclusão que a dispersão dos níveis de produtividade aumentou entre os Estados e diminuiu entre as regiões e, com exceção da região Norte, a dispersão entre os Estados de uma mesma região aumentou.

PALAVRAS-CHAVE

produtividade total, variação de eficiência, variação tecnológica e convergência

ABSTRACT

This work estimate a stochastic production frontier for Brazil. Therefore, calculate the Malmquist Total Productivity Index for the regions and 21 Brazilians states on period between 1986 and 1998. This index will be decomposed in the index of variation of the technical efficiency and 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 technical efficiency variation. Calculating the productivity levels, in the beginning and end of the amostral period, and arrives it conclusion that the dispersion of the productivity levels increasing among the states and diminished among regions, with exception of the region north, the dispersion enters the states of same region increasing.

KEY WORDS

total productivity, variation of efficiency, technological variation and convergence

JEL Classification

C51, D24, O47

INTRODUÇÃO

Dentre as discussões mais relevantes atualmente em economia, uma que tem recebido especial atenção é aquela relativa à 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 dos 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. Esta, por sua vez, era determinada exogenamente.

Baumol e Wolff (1988), trabalhando com dados referentes às economias europeias, mostraram que entre um grupo reduzido de países havia convergência em produtividade. Porém, à medida 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 favor da inexistência de convergência. Rebelo (1992) afirmava que a existência da “armadilha da pobreza” em função dos baixos níveis de acumulação de capital humano, impedindo que alguns países se desenvolvessem, 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.

No modelo neoclássico de crescimento a taxa de variação tecnológica é exógena e igual para todos os países ou regiões. Neste contexto, o processo de convergência em produtividade poderia se dar apenas pela variação da eficiência técnica, ou melhor, pela eficiência alocativa¹ quando se supõe que as unidades de produção operam com plena eficiência técnica pura.

1 Para uma discussão completa sobre eficiência técnica, eficiência técnica pura e eficiência alocativa ou de escala, ver BATTESE & COELLI (1993).

Tendo em vista que a medida de produtividade utilizada na maioria dos estudos é a renda por trabalhador (ou renda *per capita*) e que, por hipótese do modelo, a produtividade do trabalho aumenta com a razão capital/trabalho, os estudos tradicionais sobre convergência verificam o efeito da variação desta razão sobre as diferenças da produtividade entre economias.

Os trabalhos citados anteriormente têm em comum o fato de verificarem apenas o efeito “*catching-up*”, isto é, a hipótese de convergência é freqüentemente analisada num contexto em que as economias estão sujeitas apenas às variações na eficiência técnica enquanto que os diferenciais nas variações tecnológicas experimentadas pelas economias não são considerados.

Färe *et al.* (1994), utilizando o índice de variação da produtividade total dos fatores de Malmquist, 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, mostrando, por outro lado, que os ganhos de produtividade da economia norte-americana se devem mais à variação tecnológica.

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 a 1995, decompondo o índice de produtividade total nos índices de variação tecnológica e variação de eficiência técnica. Nesse 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 1998, 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 o coeficiente de

variação dos níveis de produtividade destes mesmos Estados aumentou em 0,54%, enquanto que entre as regiões este mesmo coeficiente diminuiu na proporção de 19,99%. 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, apresentando, pois, 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 1998, 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 1, os procedimentos metodológicos necessários à estimação do índice de produtividade de Malmquist são discutidos; na seção 2, 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 3 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 2; na última seção são apresentadas as conclusões finais. Adicionalmente, apresenta-se um apêndice com a descrição e fonte dos dados amostrais.

1. METODOLOGIA

A medida de produtividade para os Estados e regiões brasileira será a produtividade total dos fatores calculada por meio 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 produtividade total dos fatores (PTF) é determinado pela razão

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

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

$$y_t = \lambda_t f_t(x_t) \quad (2)$$

onde $0 \leq \lambda_t \leq 1$.

Um valor de λ_t menor que 1 implica que a unidade de produção é tecnicamente ineficiente neste período. Substituindo a equação (2) na equação (1), obtém-se

$$PTF_{t,t+1} = \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left[\frac{f_{t+1}(x_{t+1})/x_{t+1}}{f_t(x_t)/x_t} \right] \quad (3)$$

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 (3) como

$$PTF_{t,t+1} = \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left[\frac{f_{t+1}(kx_t)/kx_t}{f_t(x_t)/x_t} \right] = \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \right] [k^{\varepsilon(t+1)-1}] \left[\frac{f_{t+1}(x_t)}{f_t(x_t)} \right] \quad (4)$$

A equação (4) fornece uma completa decomposição do índice PTF. O primeiro termo do lado direito de (4) 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.

Färe *et al.* (1994) mostram que a decomposição total do índice de variação da produtividade é composta pelos índices de variação da eficiência técnica, ou eficiência econômica, e variação tecnológica. Por sua vez, o índice de variação da eficiência técnica, ou econômica, é o produto entre os índices de variação da eficiência técnica pura e de variação da eficiência alocativa (eficiência de escala). Mesmo em economias em que todas as firmas sejam eficientes na utilização dos fatores é possível aumentar a produtividade modificando a combinação dos fatores de produção. Isto é, dada uma determinada tecnologia, existe uma razão capital-trabalho ótima que maximiza a eficiência alocativa.

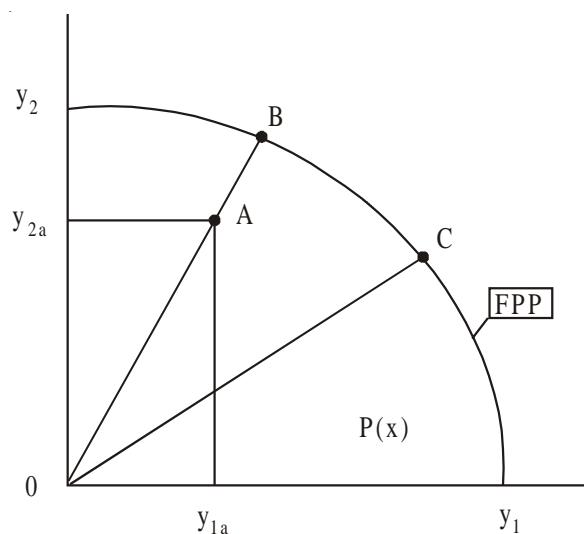
Para facilitar a compreensão do conceito do índice de variação da produtividade de Malmquist é necessária a apresentação dos conceitos de conjunto de possibilidade de produção e de função distância.

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

$$P(x) = \{y : x \text{ pode produzir } y\} \quad (5)$$

é o conjunto de todas as combinações de insumos e produtos factíveis. A Figura 1, a seguir, ilustra o conceito de um conjunto de possibilidade de produção. Este conjunto consiste de todos os pontos entre a fronteira de possibilidade de produção, FPP, e o eixos y_1 e y_2 . Os pontos ao longo da fronteira definem um subconjunto eficiente do conjunto de possibilidade de produção. Assim sendo, os pontos B e C são exemplos de produção eficiente enquanto o ponto A é um exemplo de ineficiência. Considerando fixo o vetor de insumos, um deslocamento positivo da fronteira do conjunto de possibilidade de produção representaria um aumento do nível de produtividade, pois mantendo-se constante o estoque de insumo obtém-se um nível de produto maior. Considerando-se que a unidade de produção opera sobre a fronteira de produção, como nos pontos B e C, isto é, com eficiência técnica total, esta variação (ou ganho) de produtividade não pode ser resultado de variação da eficiência, sendo, portanto, atribuída à variação tecnológica.

FIGURA 1



A função distância orientada pelo produto, para um dado conjunto de insumos utilizado, é uma medida de eficiência proposta por Farrell (1957), a qual expressa a distância entre o produto observado e o produto potencial máximo como uma proporção deste último.

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

$$D_0(x, y) = \min \{ \delta : (y/\delta) \in P(x) \} \quad (6)$$

Em termos do conjunto de possibilidade de produção, a função distância orientada pelo produto é a expansão do produto observado necessária para garantir a igualdade entre o produto observado e o produto potencial máximo, determinado pela fronteira do conjunto de possibilidade de produção.

O conceito de função distância pode ser melhor entendido com a ajuda da Figura 1. Na ilustração do conjunto de possibilidade de produção, os produtos y_1 e y_2 são produzidos usando um dado vetor de insumos x . A função distância referente ao nível de produto observado, representado pelo ponto A, é definida como sendo igual a $\delta = OA/OB$, que é menor do que 1. Neste caso, a unidade de produção está 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 B, esta seria eficiente e a sua função distância seria igual a 1.

Para calcular o índice de produtividade total de Malmquist orientado pelo produto é necessário definir as funções distâncias que capturem as variações do produto potencial entre dois períodos de tempo diferentes, ou seja:

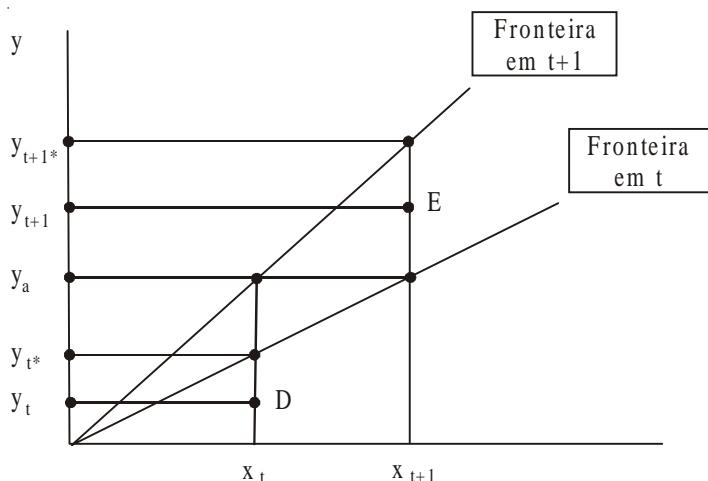
$$D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = \min(\delta : (x^{t+1}, y^{t+1} / \delta) \in P^t(x)) \quad (7)$$

$$D_o^{t+1}(x^t, y^t) = \min(\delta : (x^t, y^t / \delta) \in P^{t+1}(x)) \quad (8)$$

A expressão (7) mede a máxima variação proporcional do vetor de produto observado em $t+1$, y_{t+1} , dado o estoque de insumo x_{t+1} , necessária para garantir a sua igualdade com o produto potencial máximo referente à tecnologia do período t . De maneira análoga, a expressão (8) mede a máxima variação proporcional do vetor de produto y_t , dado o estoque de

o estoque de insumos x_t , necessária para garantir a sua igualdade com o produto potencial máximo referente à tecnologia do período $t+1$.

FIGURA 2



A Figura 2 ilustra esses dois casos mediante um exemplo quando se produz um único produto y com um único insumo x nos períodos t e $t+1$. Com relação à tecnologia em t , o valor da função distância calculada no ponto E, medida pela expressão (7), é dada por $D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = y_{t+1} / y_a$, que é maior do que 1 por causa do deslocamento da fronteira de produção. Já em relação à tecnologia em $t+1$, o valor da função distância no ponto D, medida pela expressão (8), é igual a $D_o^{t+1}(x^t, y^t) = y_t / y_a$, que é menor do que 1 como consequência não só da ineficiência com relação à tecnologia em t , mas também pelo deslocamento da fronteira de produção.

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

$$M_o^t = \frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \quad (9)$$

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 (9) 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.

$$M_o(y^{t+1}, y^t, x^{t+1}, x^t) = \left[\frac{D_o^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_o^t(y^t, x^t)} \right] \left[\frac{D_o^t(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_o^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})} \times \frac{D_o^t(y^t, x^t)}{D_o^{t+1}(y^t, x^t)} \right]^{1/2} \quad (12)$$

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 2, quando se considera que houve progresso técnico o índice de Malmquist entre t e $t+1$ é igual a

$$\left[\frac{y_{t+1} / y_{t+1}^*}{y_t / y_t^*} \right] \left[\left(\frac{y_{t+1} / y_a}{y_{t+1} / y_{t+1}^*} \right) \left(\frac{y_t / y_t^*}{y_t / y_a} \right) \right]^{1/2} .$$

A metodologia acima apresentada não permite identificar quais fatores ou variáveis afetam os índices de produtividade total, variação da eficiência técnica e variação tecnológica além daquelas que são utilizadas para explicar o termo de ineficiência técnica de produção. No entanto, deve-se destacar que existem outras variáveis que implicitamente poderiam afetar estes índices. Por exemplo, pode-se citar, em particular, o efeito da acumulação de capital sobre a produtividade, que pode ser captado de duas formas distintas. A primeira, por meio da variação da eficiência alocativa (componente da variação da eficiência). Este seria o efeito quantitativo da acumulação de capital. A segunda forma seria por meio da variação tecnológica em consequência da utilização de equipamentos de tecnologias mais avançadas. Este seria o efeito qualitativo da acumulação de capital.

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 van den 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 havido 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, calcularam a regressão entre estas e as variáveis que representavam o tamanho da firma, idade e escolaridade dos administradores. Esta estimação em dois estágios contradiz 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 x 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 à 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^t), associado a alguma firma ou período de tempo, nem de heteroscedasticidade nos erros e/ou nos efeitos de ineficiência técnica.

Aigner, Lovell e Schmidt (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 à 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 porque 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 verossimilhança² chega-se à 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 de Malmquist.

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:

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

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

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 *dummies* relacionadas às regiões Nordeste, Sudeste, Sul e Centro-Oeste com o objetivo de se captar possíveis diferenças entre as regiões; L_{it} representa as horas trabalhadas; Z_{1t} é a 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

2 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 a aceitação da hipótese nula de que a forma funcional Cobb-Douglas se ajusta melhor aos dados.

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 Batesse e Coelli (1993). O programa utilizado para a estimação dos parâmetros foi o Frontier 4.1. (COELLI, 1996)

3. 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 apresenta os coeficientes estimados da função de produção estocástica (16.a) e da ineficiência técnica (16.b), conforme o método da máxima verossimilhança.

De acordo com esta tabela, o valor do parâmetro g estimado (0,953) indica que 95,3% 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 ($LR=111,51$) 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 horas trabalhadas, mas também pelo efeitos da ineficiência técnica.

Quanto aos parâmetros da função de produção, pode-se verificar que os coeficientes das variáveis *dummies* são significativos. Por último, tanto o

estoque de capital como as horas trabalhadas são importantes para explicar variações no produto dos Estados brasileiros.

Quanto aos coeficientes das variáveis do termo de ineficiência técnica, apenas o termo constante e o coeficiente da variável tempo são significativos.

A partir dos resultados estimados, as funções distâncias³ que compõem as expressões (12), (13) e (14) são calculadas.⁴

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	5,32E+00	4,02E-02	1,32E+02
D2	-1,09E-09	5,24E-11	-2,07E+01
D3	9,48E-01	5,79E-02	1,64E+01
D4	-9,56E-02	4,41E-02	-2,17E+00
ln(K)	6,64E-01	5,05E-02	1,32E+01
ln(L)	4,28E-01		
INEFICIÊNCIA TÉCNICA			
Constante	4,94E+00	2,13E+00	2,32E+00
Escolaridade	2,79E-01	1,85E-01	1,51E+00
Consumo do Gov.	4,19E-11	3,17E-10	1,32E-01
Tempo	-7,54E-01	2,61E-01	-2,88E+00
σ^2	3,26E-01	1,25E-01	2,60E+00
γ	9,53E-01	2,13E-02	4,47E+01
LR = 111,51	$\chi^2(5) = 11,1$	Períodos = 13	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.

3 No caso de um único produto, MARINHO & ATALIBA (2000) mostram que a eficiência técnica = $D_0^t(x_t, y_t) = y_t / f(x_t)$, onde y_t é o produto observado no período t e $f(x_t)$ é o produto potencial máximo estimado por meio das expressões (16.a) e (16.b).

4 Roda-se o programa Frontier 4.1 três vezes para se calcular as distâncias $D_0^t(x_t, y_t)$, $D_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})$ e $D_0^{t+1}(x_{+1t}, y_{++1t})$

Com base nessas distâncias, determinam-se os índices de variação da eficiência técnica, de variação tecnológica e o índice de variação da produtividade total dos fatores de Malmquist cujos resultados se encontram dispostos no apêndice. As médias geométricas anuais destes índices estão apresentadas na Tabela 2, a seguir.

Quanto às medidas de eficiência técnica dos Estados, calculando as médias em todo o período, observa-se que São Paulo (0,939), Rio Grande do Sul (0,915) e Rio de Janeiro (0,888) foram os que apresentaram as maiores eficiências técnicas. Por outro lado, os Estados do Maranhão (0,356), Piauí (0,437) e Minas Gerais (0,645) foram os menos eficientes.

No geral, os Estados das regiões Sul e Sudeste apresentam medidas de eficiência técnica mais elevadas, enquanto os Estados do Nordeste, com exceção de Pernambuco, Sergipe e Bahia, apresentam as menores medidas de eficiência técnica. As demais medidas de eficiência para todos os Estados da amostra podem ser encontradas no apêndice deste trabalho.

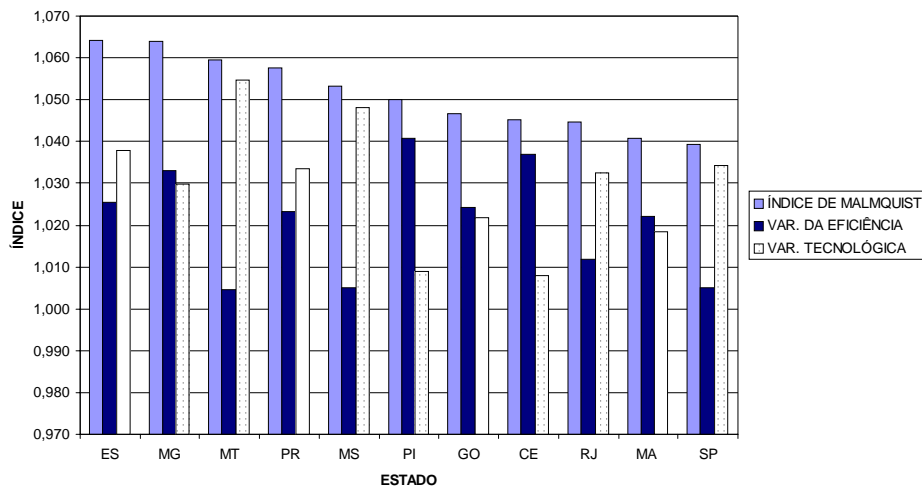
De acordo com o disposto na Tabela 2 e na Figura 3, os melhores resultados em ganhos de produtividade entre os Estados foram nessa ordem: Espírito Santo e Minas Gerais (6,4%), Mato Grosso (5,9%), Paraná (5,7%), Mato Grosso do Sul (4,3%), Piauí (5,0%), Goiás (4,7%), Ceará (4,5%), Rio de Janeiro (4,5%), Maranhão (4,1%) e São Paulo (3,9%), pois todos eles cresceram a taxas superiores ou iguais à do Brasil (3,9%). Entre estes Estados, seis apresentaram índices de variação tecnológica superiores ao índice de variação da eficiência. Foram eles em ordem decrescente: Mato Grosso (5,5%), Mato Grosso do Sul (4,8%), Espírito Santo (3,8%), São Paulo (3,4%), Paraná (3,4%) e Rio de Janeiro (3,3%). Os demais apresentaram variação da eficiência como o fator principal na determinação dos ganhos de produtividade total.

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	1,024	1,001	1,022
PA	1,032	0,997	1,035
Norte	1,028	0,999	1,029
MA	1,041	1,022	1,018
PI	1,050	1,041	1,009
CE	1,045	1,037	1,008
RN	1,031	1,010	1,021
PB	1,033	1,033	1,000
PE	1,033	1,013	1,020
AL	1,015	1,006	1,009
SE	1,002	0,996	1,006
BA	1,020	1,009	1,011
Nordeste	1,029	1,018	1,010
MG	1,064	1,033	1,030
ES	1,064	1,025	1,038
RJ	1,045	1,012	1,033
SP	1,039	1,005	1,034
Sudeste	1,053	1,019	1,034
PR	1,057	1,023	1,034
SC	1,036	1,013	1,022
RS	1,036	1,006	1,030
Sul	1,043	1,014	1,029
MS	1,053	1,005	1,048
MT	1,059	1,004	1,055
GO	1,047	1,024	1,022
Centro-Oeste	1,053	1,011	1,042
MÉDIA	1,039	1,015	1,024

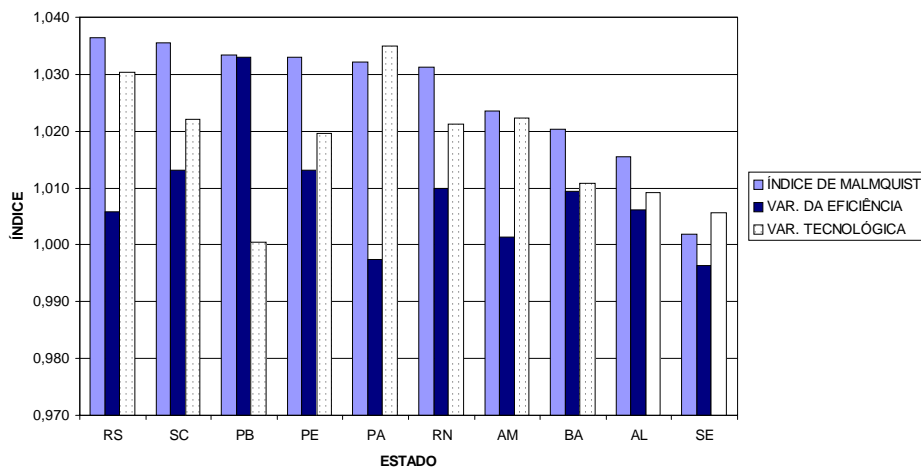
Obs.: Os resultados relativos às regiões são as médias geométricas dos índices de cada um de seus Estados membros.

FIGURA 3 - DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS ESTADOS COM DESEMPENHO ABAIXO DA MÉDIA NACIONAL NO PERÍODO ENTRE 1986 E 1998



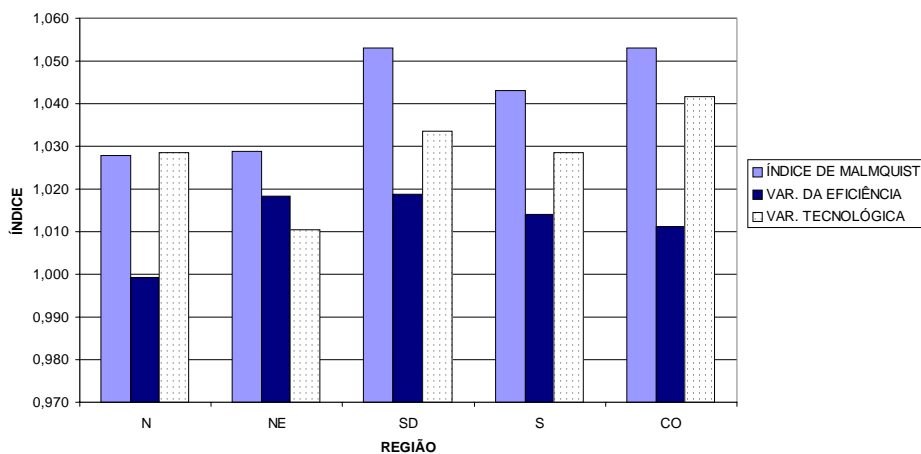
Os Estados que apresentaram desempenhos abaixo da média nacional foram: Rio Grande do Sul (3,6%), Santa Catarina (3,6%), Paraíba (3,3%), Pernambuco (3,3%), Pará (3,2%), Rio Grande do Norte (3,1%), Amazonas (2,4%), Bahia (2,0%), Alagoas (1,5%) e Sergipe (0,2%), com variação da produtividade abaixo da média nacional. Como pode ser observado na Figura 4, nove Estados tiveram variação tecnológica superior à variação da eficiência. Em ordem decrescente foram os Estados do: Pará (3,5%), Rio Grande do Sul (3,0%), Santa Catarina (2,2%) e Amazonas (2,2%), Rio Grande do Norte (2,1%), Pernambuco (2,0%), Bahia (1,1%), Alagoas (0,9%) e Sergipe (0,6%). Apenas um Estado apresentou variação da eficiência técnica superior à variação tecnológica: foi o Estado da Paraíba, com 1,3%.

FIGURA 4 - DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS ESTADOS COM DESEMPENHO ABAIXO DA MÉDIA NACIONAL NO PERÍODO ENTRE 1986 E 1998



No que se refere às regiões, observando suas médias de produtividade na Tabela 2 e ilustrada na Figura 5, os melhores desempenhos, em ordem decrescente, foram das regiões Centro-Oeste (5,3%), Sudeste (5,3%), Sul (4,3%), Nordeste (2,9%) e Norte (2,8%).

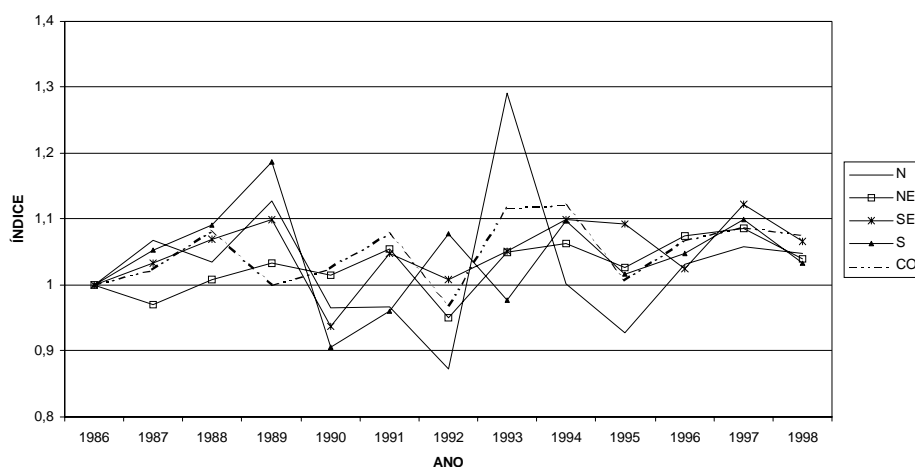
FIGURA 5 - DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DAS REGIÕES BRASILEIRAS NO PERÍODO ENTRE 1986 E 1998



Na Figura 5, pode-se verificar que em todas as regiões, com exceção do Nordeste, a variação tecnológica foi superior à variação da eficiência, sendo que a maior variação tecnológica aconteceu na região Centro-Oeste (4,2%) e a maior variação da eficiência técnica no Sudeste (1,9%). Neste sentido, os ganhos de produtividade das regiões brasileiras se deram muito mais em decorrência dos índices de variação tecnológica do que em virtude dos índices de variação da eficiência técnica.

As trajetórias da produtividade total das regiões brasileiras, na Figura 6, 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. Vale salientar que este fato coincide justamente com o início da maior inserção da economia brasileira no cenário internacional.

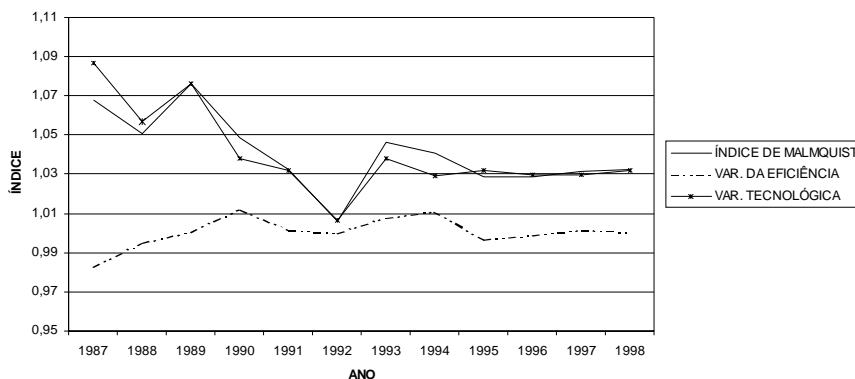
FIGURA 6 - TRAJETÓRIA DO ÍNDICE DE PRODUTIVIDADE TOTAL DE MALQUIST DAS REGIÕES NO PERÍODO ENTRE 1986 E 1998



A fim 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 7, 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.

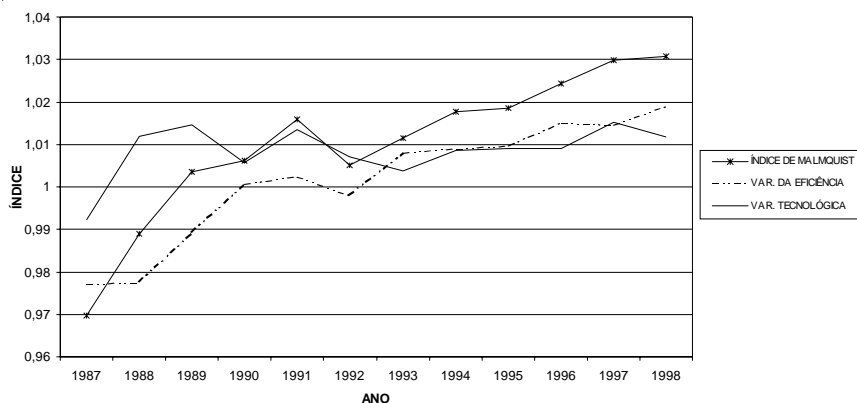
Assim, de acordo com a Figura 7, verifica-se que na região Norte os índices de variação tecnológica declinam ao longo do tempo, embora, durante todo o período, seja superior ao índice de variação da eficiência.

FIGURA 7 - DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DA REGIÃO NORTE NO PERÍODO ENTRE 1986 E 1998



Desta forma, pode-se verificar que a tendência da produtividade total é influenciada muito mais pela variação tecnológica. Observa-se, a partir de 1989, que isto coincide com uma maior abertura da economia brasileira, um forte declínio dos ganhos de produtividade e que somente após 1992 a região consegue recuperar sua capacidade de absorver novas tecnologias e elevar a sua produtividade.

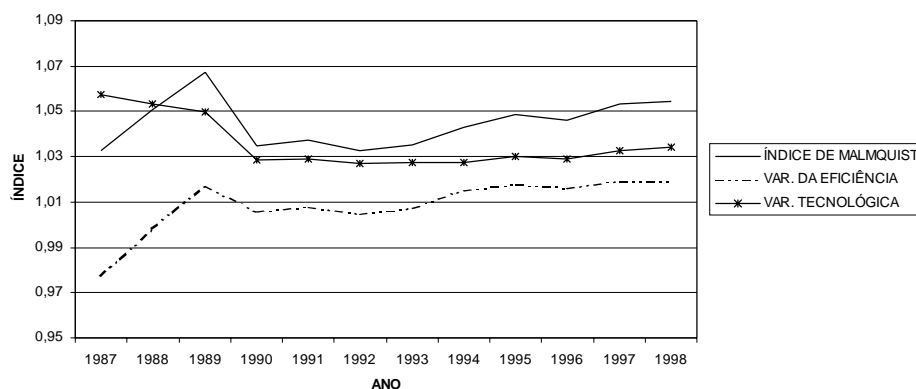
FIGURA 8 - DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DA REGIÃO NORDESTE NO PERÍODO ENTRE 1986 E 1998



Fazendo-se o mesmo para região Nordeste, pode-se verificar, na Figura 8, que o baixo índice de variação da eficiência no período inicial é responsável pelo reduzido valor do índice de variação da produtividade. Nos anos imediatamente após 1987, os índices se elevam significativamente e se estabilizam entre os anos de 1990 e 1992. Daí em diante, a variação da eficiência cresce e o índice de variação da produtividade acompanha esta nova subida para um novo nível que se mantém até o final do período.

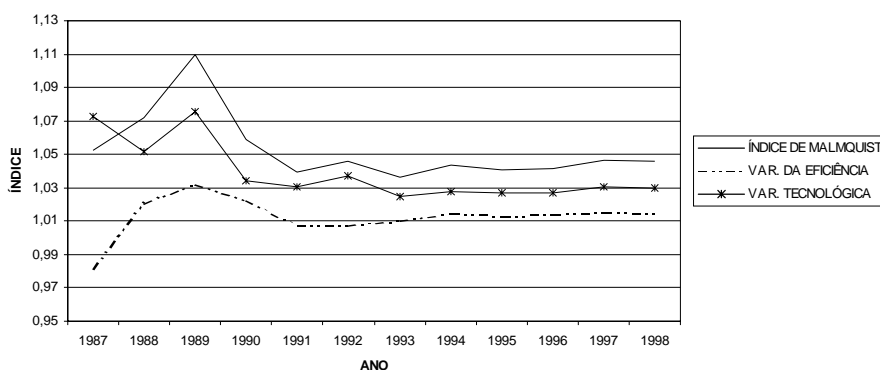
No caso do Sudeste, conforme mostra a Figura 9, observa-se que entre 1989 e 1993 há uma acentuada queda no índice de variação tecnológica, e como consequência ocorre uma queda no índice da produtividade total. A partir de 1993, o índice de variação da eficiência passa a crescer, provocando uma rápida recuperação da produtividade.

FIGURA 9 - DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DA REGIÃO SUDESTE NO PERÍODO ENTRE 1986 E 1998



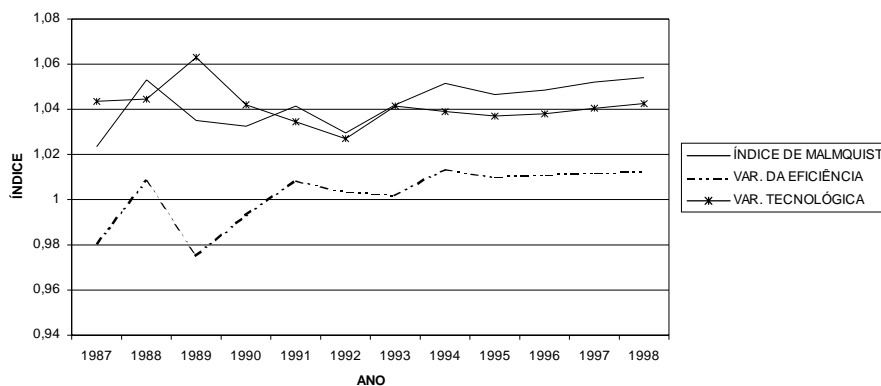
Por sua vez, na região Sul, de acordo com a Figura 10, pode-se verificar que as trajetórias dos três índices são semelhantes àsquelas na região Sudeste, o que demonstra que o efeito do processo da abertura econômica foi semelhante em ambas as regiões. Até o ano de 1992 observa-se uma maior influência da variação tecnológica sobre a produtividade. 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 10 - DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DA REGIÃO SUL NO PERÍODO ENTRE 1986 E 1998



Na Figura 11, a seguir, pode-se observar a trajetória dos índices para a região Centro-Oeste. Nesta região as variações do índice de produtividade foram idênticas às variações do índice de variação da eficiência. No entanto, os níveis do índice de produtividade e de variação tecnológica foram superiores ao índice de variação da eficiência em todo o período. Isto implica que a variação tecnológica é responsável pela maior magnitude dos ganhos de produtividade, e a eficiência técnica pelas mudanças nesta magnitude. Semelhante à maioria das regiões, a região Centro-Oeste registra menores taxas de crescimento da produtividade nos anos anteriores a 1992 e uma tendência de aceleração no restante do período.

FIGURA 11 - DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DA REGIÃO CENTRO-OESTE NO PERÍODO ENTRE 1986 E 1998



Em resumo, observa-se uma característica comum à maioria das regiões brasileiras: 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.

Utilizando os coeficientes estimados da função de produção (16.a), pode-se ponderar as variáveis estoque de capital e horas trabalhadas para se estimar 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 .

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 estimar o nível da PTF para o final do período (1998). Verificando a dispersão da PTF entre os Estados nos anos de 1986 e 1998, obtêm-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 61,71%, medida pelo desvio padrão, e de apenas 0,54%, quando medida pelo coeficiente de variação.⁵ Isto se deve ao fato de que os Estados do Sul e do Sudeste, que tinham níveis de PTFs acima da média nacional no início do período, apresentaram 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, apresentaram ganhos de produtividade abaixo da média, aumentando, assim, as distâncias entre eles e os Estados das regiões Sul e Sudeste.

5 Paralelamente ao cálculo da variação da dispersão entre os níveis de PTF, testou-se a existência de convergência por meio da regressão do modelo $(1/t) \ln(y_t/y_0) = a - (1 - \exp(-b)) (1/t) \ln(y_0)$. O b estimado foi igual a $-0,006$ com estatística t igual $0,27$. Portanto, ao nível de significância de 5%, o b estimado não foi significativo. Desta forma, não se pode concluir pela existência ou não de um processo de convergência em produtividade entre os Estados.

TABELA 3 - NÍVEIS DE PRODUTIVIDADE TOTAL DOS ESTADOS BRASILEIROS E SUA DISPERSÃO NO PERÍODO ENTRE 1986-1998

ESTADO	PTF		VARIAÇÃO
	1986	1995	
AM	5,055	6,687	32,29%
PA	2,763	4,041	46,24%
MA	1,000	1,618	61,80%
PI	2,118	3,810	79,88%
CE	2,109	3,587	70,12%
RN	1,890	2,733	44,59%
PB	2,033	3,015	48,35%
PE	1,751	2,585	47,66%
AL	1,873	2,251	20,18%
SE	2,400	2,453	2,22%
BA	1,590	2,024	27,24%
MG	2,173	4,577	110,59%
ES	2,281	4,816	111,18%
RJ	2,484	4,201	69,14%
SP	2,508	3,985	58,89%
PR	2,583	5,053	95,59%
SC	2,324	3,535	52,11%
RS	2,740	4,211	53,70%
MS	2,479	4,622	86,45%
MT	2,539	5,079	100,00%
GO	1,840	3,180	72,88%
MÉDIA	2,311	3,717	60,85%
DESVIO PADRÃO	0,757	1,224	61,71%
COEF. VARIAÇÃO	0,328	0,329	0,54%

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

Em relação às 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.

No início do período as regiões Norte e Sul eram as que apresentavam as PTFs mais elevadas. No entanto, estas regiões não obtiveram resultados tão bons quanto o Sudeste e o Centro-Oeste. Assim, o que se percebe no

final do período é que as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste apresentam níveis de produtividade muito parecidos. Por sua vez, o Nordeste, que detinha a pior PTF entre as regiões, obteve ganho de produtividade inferior ao das demais regiões, o que contribuiu para aumentar a sua desvantagem.

TABELA 4 - NÍVEIS DE PRODUTIVIDADE TOTAL DAS REGIÕES BRASILEIRAS E VARIAÇÃO DA DISPERSÃO EM PRODUTIVIDADE ENTRE 1986-1995

REGIÃO	PTF		VARIAÇÃO
	1986	1995	
NORTE	3,909	5,589	42,98%
NORDESTE	1,863	2,695	44,69%
SUDESTE	2,361	4,627	95,94%
SUL	2,549	4,416	73,25%
CENTRO-OESTE	2,286	4,481	96,03%
MÉDIA	2,594	4,362	68,17%
DESVIO PADRÃO	0,777	1,045	34,55%
COEF. VARIAÇÃO	0,300	0,240	-19,99%

Obs.: Os níveis de PTF estão normalizados fazendo a PTF do Maranhão igual a 1.

Por sua vez, a região Norte, mesmo com uma taxa de variação menor do que as regiões Sul e Centro-Oeste, conseguiu manter a sua posição relativa de primeira região mais produtiva do País. No entanto, este resultado deve ser melhor contextualizado, tendo em vista que nesta região levou-se em consideração apenas os Estados do Pará e Amazonas devido à falta de dados para os demais Estados da região. Assim, este resultado pode estar comprometido em virtude destes Estados serem os maiores e mais importantes da região Norte.

Embora alguns Estados nordestinos apresentem índices de variação da produtividade acima da média nacional, os ganhos obtidos pela região não foram suficientes para aproximá-la das regiões mais adiantadas.

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

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	0,415	0,214	0,068	0,082	0,170
1995	0,349	0,265	0,085	0,178	0,231
VARIAÇÃO	-15,86%	23,59%	23,86%	116,08%	36,07%

* A medida de dispersão adotada é o coeficiente de variação.

De todas as regiões, apenas a região Norte apresentou uma redução na dispersão nos níveis de produtividade entre os seus Estados. O Estado mais produtivo desta região, Amazonas, teve um desempenho inferior ao Pará. Portanto, apesar das posições relativas se manterem, a diferença diminuiu nos níveis de PTF. Nas demais regiões, pode-se observar que os desníveis aumentaram. Entre os Estados do Nordeste, o Ceará e o Piauí se distanciaram dos demais. No Sudeste, no período inicial os níveis de produtividade eram muito próximos. Como os índices de variação da produtividade de Minas Gerais e Espírito Santo foram significativamente maiores do que os índices do Rio de Janeiro e de São Paulo, pode-se verificar um distanciamento entre estes Estados. No Sul, as maiores variações na produtividade ocorreram nos Estados que inicialmente tinham os níveis de produtividade mais elevados. Desta forma, Santa Catarina, que tinha inicialmente a menor medida de produtividade, obteve o menor índice de variação. Este resultado fez com que a distância em relação aos outros Estados aumentasse. No Centro-Oeste, o Estado do Mato Grosso, que inicialmente tinha a maior medida de produtividade, aumentou sua vantagem quando obteve a maior variação. No outro extremo, o Estado de Goiás aumentou a sua desvantagem em relação aos seus vizinhos.

Em resumo, todos os Estados e, conseqüentemente, todas as regiões registraram ganhos de produtividade no período analisado. Na maioria dos Estados, o principal fator determinante dos ganhos de produtividade foi a variação tecnológica. Mesmo nos Estados em que a variação da eficiência foi o principal fator de crescimento da produtividade, alguma variação tecnológica ocorreu.

CONCLUSÃO

As regiões brasileiras que apresentaram os maiores ganhos de produtividade, em média, entre os anos de 1986 e 1998 foram, nesta ordem: Centro-Oeste (5,3%), Sudeste (5,3%) e Sul (4,3%), com taxas de crescimento da produtividade total superior à taxa do Brasil (3,9%). Além disso, 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. As regiões que apresentaram ganhos abaixo da média nacional foram, nesta ordem: Nordeste (2,9%) e Norte (2,8%).

Na região Sudeste, a produtividade total de todos os Estados da região cresceu a taxas superiores à taxa brasileira (3,9%). Os destaques ficam por conta dos Estados de Espírito Santo e Minas Gerais, que obtiveram as maiores taxas de crescimento da produtividade entre todos os Estados da amostra. Os resultados da Tabela 2 mostram novamente que os ganhos de produtividade total desses Estados se deram muito mais em decorrência do índice de variação tecnológica do que pelo índice de variação de eficiência técnica.

Na região Sul, o Estado do Paraná foi o único a obter um índice de variação da produtividade superior à média nacional. A produtividade no Estado do Paraná cresceu 5,7%, seguido do Rio Grande do Sul e Santa Catarina, que cresceram 3,6%, e com todos estes ganhos de produtividade explicados muito mais pelo índice de variação tecnológica do que pelo da variação da eficiência técnica.

Na região Centro Oeste, em termos de produtividade total, todos os Estados cresceram a taxas superiores à média nacional, com destaque para o Mato Grosso (5,9%), que o obteve o maior ganho de produtividade entre os Estados da região. Mais uma vez se observa que os índices de produtividade total desses Estados foram muito mais explicados pelo índice de variação tecnológica do que pelo de variação de eficiência técnica, com exceção do Estado de Goiás.

Na região Norte, ambos os Estados obtiveram ganhos de produtividade abaixo da média nacional. As produtividades dos Estados do Pará e do Amazonas cresceram, respectivamente, a taxas de 3,2% e 2,4% ao ano. Tendo em vista que os Estados ou regiões mais eficientes podem obter ganhos de produtividade mais pela variação tecnológica do que pela variação da eficiência, e que os Estados do Norte, principalmente o Amazonas, apresentam elevadas medidas de eficiência, os ganhos de produtividade desta região resultam, acentuadamente, da variação tecnológica (2,9%).

Na região Nordeste, Piauí (5,0%), Ceará (4,5%) e Maranhão (4,1%) são os únicos Estados com índices de produtividade acima da média nacional. Nestes três Estados o índice de variação da eficiência foi superior ao de variação tecnológica. Todos os demais Estados desta região apresentam taxas de produtividade total abaixo da média nacional. São eles, nesta ordem: Paraíba (3,3%), Pernambuco (3,3%), Rio Grande do Norte (3,1%), Bahia (2,0%), Alagoas (1,5%) e Sergipe (0,2%). O Nordeste apresenta ainda o menor índice de variação tecnológica (1,0%) e o segundo maior índice de variação da eficiência (1,8%) entre as regiões brasileiras.

Outra conclusão interessante é que após o ano de 1989, período que coincide com o início de 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, excetuando a região Norte, onde estas trajetórias se estabilizam,

todas as regiões passam a crescer. Neste sentido, parece existir alguma evidência de que o impacto inicial da abertura econômica implicou perda de produtividade. Depois de alguns anos de ajuste a produtividade passa a crescer.

Em relação à convergência em produtividade entre os Estados, a regressão da taxa de crescimento média da produtividade contra o nível inicial de produtividade resultou numa relação estatisticamente não significativa ao nível de 5%. Neste sentido, não se pode afirmar que existe um processo de convergência ou divergência de produtividade entre os Estados. Este resultado pode ter ocorrido em razão de se ter utilizado um período de apenas 13 anos. Como se sabe, estudos de convergência deve considerar tendências de longo prazo. Mesmo assim, o resultado encontrado não é conflitante com a variação da dispersão observada entre as PTFs dos Estados, tendo em vista que esta aumentou apenas 0,54%.

APÊNDICE

TABELA A.1- MEDIDAS DE EFICIÊNCIA TÉCNICA

ANO	AM	PA	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT	GO
1986	0,929	0,628	0,334	0,381	0,577	0,782	0,586	0,810	0,771	0,956	0,808	0,552	0,651	0,817	0,908	0,712	0,802	0,889	0,907	0,848	0,652
1987	0,927	0,607	0,317	0,343	0,570	0,742	0,595	0,856	0,704	0,915	0,872	0,587	0,555	0,797	0,934	0,722	0,764	0,870	0,904	0,760	0,688
1988	0,933	0,612	0,333	0,327	0,603	0,704	0,547	0,850	0,637	0,913	0,858	0,589	0,579	0,819	0,935	0,752	0,830	0,912	0,896	0,850	0,689
1989	0,804	0,726	0,327	0,374	0,595	0,785	0,588	0,807	0,596	0,866	0,860	0,614	0,695	0,812	0,936	0,788	0,938	0,908	0,781	0,869	0,581
1990	0,912	0,701	0,341	0,390	0,636	0,784	0,688	0,826	0,634	0,856	0,806	0,568	0,621	0,866	0,946	0,840	0,867	0,905	0,880	0,772	0,666
1991	0,874	0,674	0,350	0,317	0,691	0,782	0,680	0,859	0,672	0,890	0,852	0,585	0,609	0,920	0,938	0,784	0,818	0,870	0,884	0,810	0,772
1992	0,805	0,719	0,343	0,392	0,668	0,676	0,578	0,855	0,671	0,860	0,832	0,580	0,600	0,914	0,936	0,756	0,831	0,907	0,840	0,806	0,761
1993	0,841	0,764	0,345	0,432	0,741	0,799	0,647	0,849	0,698	0,907	0,841	0,612	0,610	0,920	0,939	0,798	0,844	0,925	0,782	0,836	0,772
1994	0,877	0,784	0,379	0,470	0,769	0,807	0,699	0,834	0,673	0,867	0,806	0,681	0,709	0,928	0,941	0,863	0,876	0,943	0,900	0,879	0,842
1995	0,859	0,622	0,371	0,519	0,780	0,792	0,705	0,892	0,647	0,832	0,848	0,691	0,818	0,936	0,937	0,862	0,882	0,935	0,919	0,844	0,817
1996	0,917	0,605	0,429	0,540	0,835	0,832	0,755	0,936	0,728	0,835	0,863	0,724	0,783	0,935	0,937	0,902	0,895	0,933	0,939	0,850	0,842
1997	0,917	0,640	0,323	0,573	0,845	0,874	0,783	0,935	0,809	0,907	0,891	0,789	0,854	0,942	0,957	0,929	0,935	0,944	0,958	0,876	0,852
1998	0,943	0,608	0,434	0,617	0,892	0,879	0,866	0,947	0,830	0,914	0,903	0,816	0,880	0,940	0,963	0,938	0,938	0,954	0,962	0,894	0,870

TABELA A.2 - ÍNDICE DE VARIAÇÃO DA EFICIÊNCIA TÉCNICA

ANO	AM	PA	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT	GO	
1986	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1987	0,998	0,968	0,951	0,899	0,987	0,949	1,015	1,057	0,913	0,957	1,080	1,065	0,852	0,975	1,028	1,014	0,953	0,978	0,997	0,897	1,054	
1988	1,006	1,008	1,051	0,955	1,058	0,948	0,918	0,993	0,905	0,998	0,983	1,003	1,044	1,028	1,001	1,041	1,088	1,049	0,991	1,118	1,003	
1989	0,862	1,185	0,980	1,143	0,988	1,116	1,076	0,949	0,935	0,948	1,002	1,042	1,201	0,991	1,001	1,049	1,130	0,996	0,871	1,023	0,842	
1990	1,135	0,966	1,044	1,042	1,067	0,998	1,170	1,023	1,064	0,988	0,937	0,925	0,893	1,067	1,010	1,066	0,924	0,996	1,126	0,888	1,147	
1991	0,958	0,962	1,027	0,813	1,088	0,998	0,989	1,041	1,060	1,040	1,057	1,031	0,981	1,062	0,992	0,934	0,943	0,962	1,005	1,050	1,162	
1992	0,922	1,067	0,981	1,236	0,966	0,865	0,849	0,994	0,998	0,966	0,977	0,991	0,985	0,993	0,999	0,964	1,016	1,042	0,950	0,994	0,992	
1993	1,044	1,063	1,004	1,103	1,110	1,182	1,120	0,993	1,040	1,055	1,011	1,056	1,016	1,007	1,002	1,056	1,015	1,020	0,931	1,037	1,010	
1994	1,043	1,026	1,099	1,087	1,037	1,010	1,081	0,982	0,964	0,956	0,958	1,112	1,164	1,009	1,002	1,081	1,038	1,020	1,151	1,052	1,087	
1995	0,980	0,794	0,980	1,106	1,015	0,981	1,008	1,071	0,963	0,960	1,052	1,014	1,153	1,008	0,996	0,998	1,007	0,992	1,022	0,960	0,970	
1996	1,067	0,972	1,155	1,041	1,070	1,050	1,071	1,049	1,125	1,003	1,018	1,048	0,957	1,000	1,000	1,047	1,015	0,998	1,021	1,007	1,032	
1997	1,001	1,059	0,753	1,060	1,012	1,051	1,037	1,000	1,111	1,086	1,033	1,090	1,090	1,007	1,022	1,030	1,044	1,011	1,021	1,031	1,014	
1998	1,028	0,949	1,343	1,077	1,056	1,006	1,106	1,012	1,026	1,007	1,014	1,034	1,030	0,998	1,007	1,010	1,003	1,011	1,004	1,020	1,016	

TABELA A. 3 - ÍNDICE DE VARIAÇÃO TECNOLÓGICA

ANO	AM	PA	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT	GO	
1986	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1987	1,08	1,10	0,99	1,09	0,98	1,08	0,98	0,97	1,12	0,87	0,89	1,05	1,05	1,05	1,08	1,06	1,10	1,06	0,97	1,14	1,03	
1988	1,06	0,99	1,07	1,03	1,01	1,04	1,09	0,99	1,00	0,98	1,09	1,05	1,06	1,02	1,06	1,02	1,05	1,03	1,03	1,07	1,04	
1989	1,12	1,11	1,11	0,95	1,01	1,05	1,00	1,09	0,99	0,98	1,01	1,04	1,02	1,03	1,07	1,11	1,16	1,10	1,21	1,03	1,07	
1990	0,90	0,94	0,95	1,07	0,95	0,88	0,96	0,96	1,07	1,01	0,99	1,00	1,04	0,93	0,91	0,90	0,91	0,93	0,91	1,05	0,98	
1991	0,98	1,03	1,01	1,27	1,02	1,09	1,01	1,06	0,95	1,08	0,95	1,03	1,05	1,08	0,97	1,02	1,02	1,00	1,04	1,05	0,93	
1992	0,96	0,80	1,01	0,75	1,02	1,04	1,02	0,94	1,00	1,02	1,00	1,03	1,05	0,99	1,00	1,04	1,10	1,07	1,01	1,04	0,93	
1993	1,15	1,31	1,02	1,04	0,93	0,95	0,95	1,01	0,92	1,03	1,01	1,04	1,03	1,02	1,03	1,02	0,77	1,08	1,17	1,12	1,08	
1994	0,91	1,03	1,02	1,00	1,04	1,02	1,04	1,09	1,12	0,99	1,08	1,03	1,03	1,02	1,04	1,05	1,06	1,04	0,97	1,05	1,05	
1995	1,07	1,03	1,02	1,00	1,04	1,04	1,04	1,02	0,98	1,02	0,96	1,03	1,03	1,05	1,09	1,03	1,04	0,98	1,05	1,00	1,02	
1996	1,02	1,01	1,00	1,00	0,98	1,00	0,97	1,11	0,94	1,03	1,08	1,03	1,05	0,99	1,02	1,02	1,06	1,01	1,08	1,04	1,01	
1997	1,03	1,03	1,44	1,02	1,10	1,07	1,02	0,98	1,01	1,05	1,07	1,03	1,01	1,12	1,11	1,08	1,04	1,09	1,10	1,00	1,10	
1998	1,01	1,11	0,73	0,96	1,02	1,02	0,95	1,04	1,03	1,03	1,03	1,01	1,04	1,09	1,05	1,07	1,02	0,99	1,07	1,07	1,04	

TABELA A. 4 - ÍNDICE DE VARIAÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES DE MALMQUIST

ANO	AM	PA	MA	PI	CE	RGN	PB	PE	AL	SE	BA	MG	ES	RJ	SP	PR	SC	RS	MS	MT	GO
1987	1,074	1,062	0,937	0,981	0,970	1,021	0,996	1,028	1,021	0,829	0,961	1,116	0,894	1,026	1,111	1,076	1,043	1,038	0,971	1,020	1,082
1988	1,068	1,001	1,122	0,986	1,074	0,985	0,996	0,982	0,903	0,978	1,067	1,054	1,109	1,052	1,064	1,062	1,138	1,077	1,020	1,195	1,040
1989	0,968	1,312	1,085	1,082	0,997	1,175	1,071	1,031	0,930	0,932	1,016	1,087	1,229	1,023	1,068	1,164	1,310	1,094	1,052	1,056	0,898
1990	1,025	0,910	0,991	1,116	1,015	0,877	1,121	0,981	1,138	0,995	0,928	0,923	0,925	0,988	0,916	0,956	0,837	0,931	1,023	0,934	1,125
1991	0,939	0,995	1,035	1,030	1,109	1,092	1,002	1,099	1,009	1,123	0,999	1,058	1,031	1,145	0,964	0,953	0,962	0,966	1,046	1,101	1,085
1992	0,889	0,857	0,990	0,933	0,986	0,901	0,865	0,937	1,001	0,984	0,972	1,018	1,033	0,982	1,003	1,001	1,120	1,117	0,955	1,034	0,920
1993	1,199	1,392	1,020	1,143	1,033	1,122	1,066	1,007	0,954	1,088	1,025	1,095	1,048	1,027	1,033	1,080	0,786	1,100	1,091	1,167	1,094
1994	0,951	1,055	1,118	1,091	1,082	1,030	1,124	1,066	1,081	0,942	1,038	1,142	1,194	1,034	1,038	1,134	1,103	1,057	1,115	1,106	1,141
1995	1,051	0,818	1,000	1,107	1,056	1,018	1,047	1,088	0,944	0,975	1,008	1,042	1,187	1,061	1,085	1,028	1,050	0,973	1,072	0,957	0,992
1996	1,084	0,982	1,158	1,040	1,049	1,045	1,034	1,165	1,060	1,037	1,094	1,084	1,004	0,995	1,016	1,068	1,071	1,006	1,108	1,046	1,048
1997	1,030	1,086	1,081	1,077	1,110	1,122	1,055	0,978	1,120	1,138	1,104	1,126	1,097	1,128	1,137	1,113	1,087	1,098	1,124	1,032	1,111
1998	1,041	1,054	0,978	1,039	1,074	1,028	1,051	1,055	1,054	1,042	1,045	1,041	1,076	1,092	1,057	1,078	1,022	1,000	1,077	1,095	1,056

DADOS AMOSTRAIS

Para estimar a fronteira de produção estocástica e os efeitos da ineficiência técnica para os 21 Estados, no período de 1986 a 1998, 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; número de horas trabalhadas pelo pessoal ocupado com 10 anos de idade ou mais, extraída da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar - PNAD, *software* distribuído pelo IBGE; média da escolaridade do pessoal ocupado com 10 anos de idade ou mais, construída a partir dos dados da PNAD do 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 horas trabalhadas pelo pessoal ocupado é utilizada como *proxy* da mão-de-obra empregada.

A utilização do consumo não residencial de energia elétrica como *proxy* do estoque de capital apresenta alguns problemas que merecem destaque. O primeiro é o fato de que o progresso tecnológico tem resultado, entre outros avanços, no aparecimento de equipamentos que consomem menos energia executando a mesma função produtiva dos equipamentos antigos. Desta forma, o crescimento do consumo pode não ser proporcional à acumulação de capital. Em segundo lugar, a razão PIB agrícola/PIB total é diferente nos Estados. Tendo em vista que na produção rural tradicional a utilização de equipamentos que consomem energia elétrica é proporcionalmente menor do que na indústria, o estoque de capital dos Estados com razão PIB agrícola/PIB total é subdimensionado pelo consumo produtivo de energia elétrica. Um terceiro problema é a exclusão

das informações sobre geração própria de energia dos dados disponíveis no Anuário Estatístico do IBGE. Estados em que um maior número de firmas produz uma parte ou toda a energia elétrica consumida em sua produção também terão os seus estoques de capital subdimensionados. Mesmo assim, utilizamos esta *proxy* por ser a mais utilizada nos trabalhos empíricos e pela falta de conhecimento de outra série que não apresente problemas semelhantes.

As demais séries são as variáveis que explicam a ineficiência técnica de produção. Isto é, se está 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.

Ao incluir a série da escolaridade média do pessoal ocupado tem-se o objetivo de testar a hipótese da relação positiva entre escolaridade e produtividade, postulada em vários modelos de crescimento econômico. Por sua vez, existe um debate a respeito do fato de os gastos do governo aumentarem ou diminuir a produtividade. Há os partidários da idéia de que os gastos públicos são menos eficientes do que os gastos privados. Neste sentido, dever-se-ia encontrar uma relação negativa entre os gastos dos governos estaduais e a eficiência técnica destas economias. No entanto, há quem argumente que existem alguns serviços e/ou gastos produtivos do governo que elevam a produtividade do setor privado. Gastos em setores tais como saúde, educação e segurança, por exemplo, poderiam contribuir para aumentar a eficiência do setor privado. Considerou-se que a existência do debate já é razão para que seja incluída esta variável no termo de ineficiência, mesmo que não se tenha claro que tipo de relação pode-se encontrar.

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 à falta de informações disponíveis sobre horas trabalhadas e escolaridade. Já o Distrito Federal, por se tratar da sede do governo, 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.

BIBLIOGRAFIA

- AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K.; SCHIMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production functions models. *Journal of Econometrics*, 6, p. 21-37, 1977.
- ARRAES, R. A. A convergência e crescimento econômico do Nordeste. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 28, p. 31-41, 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.; SALA-I-MARTIN, X. Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, p. 223-251, 1992.
- _____. Technological diffusion, convergence and growth. *NBER Working Paper Series*, N. 5151, June 1995.
- BATTESE, G. E.; COELLI, T. J. A stochastic frontier production incorporating a model for technical inefficiency effects. *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, N. 69, Department of Econometrics, Armidale: University of New England, 1993, p. 22.
- _____. A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data. *Empirical Economics*, 20, p. 325-332, 1995.
- BATTESE, G. E.; CORRA, G. S. Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21, p. 169-179, 1977.
- BAUMOL, W. J.; WOLF, E. N. Productivity growth, convergence and welfare: reply. *American Economic Review*, v. 78, n. 5, p. 1155-59, 1988.
- CASS, David. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *Review of Economic Studies* 32, p. 233-240, July 1965.
- CAVALCANTI, P. F. F.; 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.; DIEWERT, W. E. Multilateral comparisons of output, input and productivity using superlative index number. *Economic Journal*, 92, p. 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.; ZHANG, Z. Productivity growth, technical progress and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review*, 64, p. 66-83, 1994.
- FARRELL, M. J. The measurement of productive efficiency. *Journal of Royal Statistical Society, Series A, CXX, Part 3*, p. 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 a 1997.
_____. *Pesquisa Nacional por Amostragem Familiar - PNAD*. Anos de 1986 a 1995.
- IPEA - INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICAS E APLICADAS. *Banco de tabelas técnicas*. Extraído do site www.prossiga.br/economia.
- KALIRAJAN, K. P. An econometric analysis of yield variability in paddy production. *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 29, p. 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.; MCGUCHIN, J. T. A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in US dairy farms. *Journal of Business and Economic Statistics*, 9, p. 279-286, 1991.
- MALMQUIST, Sten. Index number and indifference curves. *Trabajos de Estadística*, v. 4, n. 1, p. 209-42, 1953.
- MARINHO, E. L. L.; 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*, v. 30, n. 3, dezembro de 2000.
- MEEUSEN, W.; van den BROECK. Efficiency estimation from COBB-DOUGLAS production with composed error. *International Economics Review*, 32, p. 715-723, 1977.

- PITT, M. M.; LEE, L.F. Measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. *Journal of Development Economic*, 9, p. 43-64, 1981.
- RAMSEY, F. P. A mathematical theory of saving. *Economic Journal* 38, p. 543-559, December. Reprinted in Stiglitz and Uzawa (1969).
- REBELO, Sergio. Growth in open economies. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 36, p. 5-46, 1992.
- ROMER, Paul M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of political Economy*, 94, p. 1002-1037, 1986.
- REIFSCHNEIDER, D.; STEVENSON, R. Systematic departures from the frontier: a framework for analysis of firm inefficiency. *International Economic Review*, 32, p. 715-723, 1991.
- STN - SECRETARIA DO TESOUREO 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*, v. 70, n. 1, p. 65-94, February, 1956.

Os autores agradecem aos pareceristas pelas comentários e sugestões. Quaisquer erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores. Os autores agradecem também à CAPES pelo suporte financeiro.

(Recebido em setembro de 2001. Aceito para publicação em abril de 2002).