

Avaliação do crescimento da produtividade e progresso tecnológico dos estados do Nordeste com o uso da fronteira de produção estocástica*

EMERSON MARINHO**
FLÁVIO ATALIBA**

Este artigo analisa o crescimento da produtividade dos estados do Nordeste entre os anos de 1977 e 1995. A teoria da fronteira de produção estocástica é utilizada para calcular o índice de produtividade de Malmquist (1953), que pode ser decomposto em dois componentes: as medidas de variação tecnológica e variação da eficiência. Do modelo de produção estocástica obtém-se que a eficiência técnica dos estados aumenta com os gastos dos governos estaduais. Do índice de Malmquist encontra-se que, na média, o crescimento da produtividade total de cada estado se dá muito mais pelo efeito de variação tecnológica do que pela variação da eficiência. Além do mais, nenhum estado do Nordeste consegue deslocar a fronteira de produtividade dessa região.

1 - Introdução

Nos últimos anos, grande parte do debate acadêmico em crescimento econômico tem-se concentrado na hipótese da convergência. A questão principal em discussão é saber se existe uma tendência para os países mais pobres crescerem mais rapidamente que os países mais ricos e, dessa forma, convergirem para um mesmo nível de renda.

Romer (1986) forneceu um dos principais suportes teóricos para o debate, introduzindo um modelo de crescimento em que a tecnologia apresenta retornos crescentes de escala. Seu argumento se baseava no fato de que, à medida que uma firma aumentava o volume de capital físico, ela aprendia como produzir mais eficientemente, através do processo conhecido como *learning-by-doing*. Lucas (1988) mostrou também que a falta de convergência da renda *per capita* entre os países poderia ser explicada pela externalidade gerada pelo nível de capital humano na produção.

* Os autores agradecem aos pareceristas pelos comentários e sugestões. Quaisquer erros remanescentes são de inteira responsabilidade dos autores.

** Do Departamento de Economia Aplicada e do Curso de Pós-Graduação em Economia (Caen) da UFC.

Esses fatores explicariam, em parte, a forte tendência de os países mais ricos manterem uma taxa de crescimento superior à dos mais pobres. Essas formulações superariam a visão tradicional de retornos decrescentes advinda do modelo de crescimento de Solow, na qual países mais pobres cresceriam mais rapidamente.

As experiências de pós-guerra têm mostrado uma tendência de divergência entre as taxas de crescimento de diferentes países. Muitos países pobres, particularmente da África subsaariana, além de não crescerem rápido como os ricos, experimentavam taxas de crescimento negativas, de tal forma que a distância em termos do nível de renda *per capita* entre esses países e os mais ricos crescia substancialmente.

A idéia da convergência possui diferentes contornos. Dowrick e Nguyen (1989) mostraram que a convergência se mantém somente entre os países mais ricos, especificamente aqueles da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE). Baumol, Nelson e Wolff (1994) sugeriram que pode haver um “clube de convergência” em um subconjunto de países onde ocorre convergência e em outros países, não.

A noção de convergência condicional é introduzida em Barro (1991) e Barro e Sala-i-Martin (1991 e 1992). Por convergência condicional entende-se que cada país tende a crescer mais rapidamente quanto maior a distância entre seu nível de renda *per capita* inicial e o de longo prazo. Eles têm mostrado que a convergência ocorre entre diferentes estados dos Estados Unidos e entre regiões da Europa, no sentido de que a dispersão de renda entre essas regiões tem declinado ao longo do tempo, o mesmo ocorrendo entre países da OCDE.

Convergência condicional não era apenas um fenômeno verificado nos países ricos, aparecia também com grande intensidade nos países muito pobres. A principal explicação para isso se originava das idéias introduzidas por Nelson (1956), em que era possível ocorrer equilíbrio estável em uma economia com valores extremamente baixos ou negativos para a taxa de poupança, devido à necessidade de se obter um nível mínimo de consumo de subsistência. Estudos posteriores desenvolvidos por Rebelo (1992), Costas e Drazen (1990) e Becker, Murphy e Tamura (1990) justificam a existência da “armadilha da pobreza” em função de baixos níveis de acumulação de capital humano.

Uma suposição importante normalmente utilizada nessa literatura é que a hipótese de convergência é freqüentemente pesquisada num contexto em que as economias estão sujeitas apenas a variações na eficiência tecnológica, ou seja, através do efeito *catching-up*, enquanto as variações tecnológicas ou inovações, que expandem a fronteira de possibilidade de produção, não são levadas em consideração. Essa simplificação pode ser um elemento adicional e substancial para alterar os resultados tradicionais sobre convergência.

Nesse sentido, a recente teoria do crescimento endógeno também tem recebido importantes contribuições de modelos que explicam progressos tecnológicos. Nessa direção temos os trabalhos de Grossman e Helpman (1991, Caps. 3 e 4) e Aghion e Howitt (1992). O argumento na linha schumpeteriana desses autores se baseia no fato de que as inovações eram fruto do fluxo de lucros futuros que os inovadores poderiam receber, dependendo, de certa forma, da existência de um certo poder de monopólio. Assim, como a taxa de mudança tecnológica passava a ser uma variável endógena dos modelos, a taxa de crescimento de longo prazo da economia era uma variável de difícil previsão e, dessa forma, as previsões de convergência condicional tornavam-se menos atrativas.

No entanto, Barro e Sala-i-Martin (1995) argumentam que, mesmo que a taxa de crescimento tecnológico seja endógena, algum padrão de convergência condicional é possível, desde que o custo de imitação seja mais barato que o da invenção. Dessa forma, os seguidores poderiam crescer relativamente mais rápido e tenderiam a alcançar os líderes. No longo prazo, todas as economias tenderiam a crescer à taxa das descobertas dos líderes.

O trabalho de Färe *et alii* (1994) discute como os efeitos da variação tecnológica podem afetar a hipótese de convergência. Supondo-se a existência de uma fronteira de possibilidade de produção para um determinado ambiente econômico (seja mundial, nacional ou regional), algumas economias podem estar se aproximando dessa fronteira, muito mais pelo efeito do uso eficiente da tecnologia existente do que por inovações tecnológicas, ou vice-versa.

Ao mesmo tempo em que algumas economias podem estar se aproximando dessa fronteira via efeito da eficiência tecnológica (efeito *catching-up*), a fronteira pode estar se deslocando para cima em função da incorporação de novas tecnologias mais avançadas, fruto das inovações. Assim, embora a maioria desses trabalhos possa corroborar a hipótese de convergência, é importante observar com mais cuidado a composição dessa convergência.

No Brasil, os trabalhos realizados sobre convergência têm normalmente negligenciado, em seus resultados, os efeitos das inovações tecnológicas. Cavalcanti e Ellery Jr. (1996) encontraram empiricamente a existência de convergência “fraca” da renda *per capita* entre os estados brasileiros. Arraes (1997) evidenciou a existência de convergência forte e veloz da renda *per capita* para os estados do Nordeste, enquanto Azzoni (1994) identificou a convergência das rendas regionais. A convergência da produtividade, na indústria de transformação, foi verificada em Bosco *et alii* (1998).

Este artigo se propõe a analisar a questão da convergência dos estados do Nordeste decompondo o crescimento da produtividade em dois componentes mutuamente exclusivos e exaustivos: um relacionado às variações na eficiência técnica e o outro às mudanças tecnológicas ao longo do tempo. Isso posto, esses componentes darão a possibilidade de se identificar separadamente o efeito *catching-up*

e as inovações tecnológicas. Para esse fim, utiliza-se o índice de produtividade de Malmquist (1953), introduzido por Caves, Christensen e Diewert (1982b), tendo em vista que ele permite a decomposição da produtividade nesses dois efeitos.

A técnica utilizada permite a construção de uma fronteira de produtividade regional em função do estoque de capital e trabalho dos nove estados do Nordeste, no período 1977/95. Calcula-se uma função distância que descreve a tecnologia de produção dos estados da amostra em termos desse conjunto de fatores. Cada estado é comparado à fronteira estimada.

Quanto mais próximo da fronteira se encontrar o estado, mais eficiente tecnologicamente ele é: é o chamado efeito *catching-up*. Quanto mais a fronteira se deslocar para uma dada composição de capital e trabalho, para cada um dos estados, maiores serão as variações tecnológicas produzidas por esse estado. Nesse caso, tem-se o efeito das inovações tecnológicas.

Em Färe *et alii* (1994), é construído o índice de Malmquist (1953), para uma amostra de países da OCDE, em que se calcula a função distância através de técnicas de programação não-paramétrica, semelhantes ao método usado em Chavas e Cox (1990), que se baseia em técnicas de programação linear. Em nosso caso, a função distância para cada estado será calculada utilizando o modelo de fronteira de produção estocástica.

O artigo está dividido em quatro seções, incluindo esta introdução. A Seção 2 apresenta a metodologia utilizada do cálculo do índice de produtividade de Malmquist bem como uma discussão sobre a teoria da fronteira de produção estocástica. Os resultados empíricos são comentados na Seção 3 e a Seção 4 destina-se às conclusões. No final, apresenta-se um Apêndice com as tabelas dos principais resultados obtidos.

2 - O índice de Malmquist e a fronteira de produção estocástica

Antes de definir o índice de variação da produtividade de Malmquist, suponha que, para cada período $t=1, 2, 3, \dots, T$, a tecnologia de produção possa ser descrita de acordo com o seguinte conjunto:

$$S^t = \{(x^t, y^t) : x^t \text{ possa produzir } y^t\}$$

onde $x^t \in R_+^n$ é um vetor de fatores de produção e $y^t \in R_+^m$ um vetor de produtos. De maneira menos formal, a tecnologia consiste em um conjunto de todos os vetores de fatores e produtos factíveis. De acordo com Shepard (1970),¹ a função distância-produto pode ser definida, no período t , como:

$$D_0^t(x^t, y^t) = \text{Inf} \{ \theta \in R_+^m : (x^t, y^t / \theta) \in S^t \} \quad (1)$$

fazendo com que a tecnologia fique completamente caracterizada e onde θ é um vetor de constantes. Intuitivamente, para o caso de um único produto e um único fator de produção, o parâmetro θ representa a menor distância pela qual o produto necessita ser deflacionado para ser factível ou produzível em função de um determinado fator de produção.

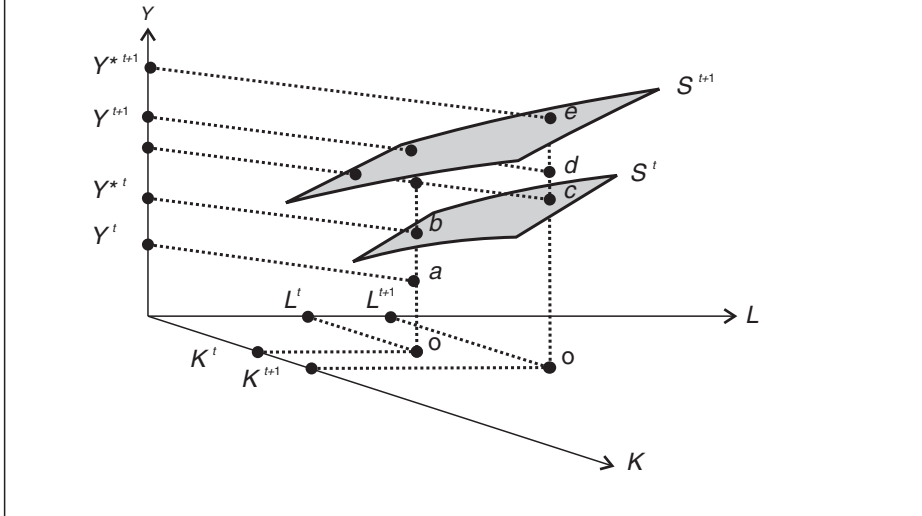
Em outras palavras, a função distância-produto mede a máxima variação proporcional do vetor de produtos y^t , dado o vetor de fatores x^t , de forma que y^t ainda seja factível. Observe-se também que $D_0^t(x^t, y^t) \leq 1$ se, e somente se, $(x^t, y^t) \in S^t$. No caso em que $D_0^t(x^t, y^t) < 1$ diz-se que (x^t, y^t) é ineficiente tecnicamente. Quando $D_0^t(x^t, y^t) = 1$, (x^t, y^t) estará sobre a fronteira tecnológica e, nesse sentido, a produção será tecnicamente eficiente.

O Gráfico 1 ilustra mais claramente esses casos quando se leva em consideração a produção de um único produto Y^t em função dos fatores capital (K^t) e trabalho (L^t), de acordo com a função de produção $Y^t = f(K^t, L^t)$. Observe-se, por exemplo, o ponto a no qual o produto está abaixo da fronteira de produção; diz-se então que (Y^t, K^t, L^t) é tecnicamente ineficiente. Já o ponto b apresenta eficiência técnica pois, utilizando os fatores (K^t, L^t) , Y^t está sobre a fronteira de produção.

Ainda com relação ao gráfico, a máxima produção factível Y^t , dado (K^t, L^t) , seria (Y^t/θ^*) , onde θ^* é o ínfimo de acordo com a expressão (1). O valor da função distância para essa observação seria $Y^t/(Y^t/\theta^*)$. Em termos do diagrama, o valor da função distância, calculado sobre o eixo Y , seria oa/ob , que é menor do que um.

1 Em Färe (1988), a função distância-produto é definida como $D_0^t(x^t, y^t) = (\text{Sup} \{ \theta : (x^t, \theta y^t) \in S^t \})^{-1}$. Ela determina o recíproco do maior aumento proporcional do vetor de produtos, dado o vetor de fatores, de maneira que o produto ainda seja factível.

GRÁFICO 1



2.1 - O índice de Malmquist

Para a definição desse índice faz-se necessário determinar funções distâncias para dois períodos de tempo diferentes, tais como:

$$D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = \text{Inf} \{ \theta : (x^{t+1}, y^{t+1} / \theta) \in S^t \} \quad (2)$$

$$D_0^{t+1}(x^t, y^t) = \text{Inf} \{ \theta : (x^t, y^t / \theta) \in S^{t+1} \} \quad (3)$$

A primeira mede a máxima variação proporcional no produto necessário para tornar (x^{t+1}, y^{t+1}) factível em relação à tecnologia em t . De maneira análoga, a segunda calcula a máxima variação proporcional do produto necessário para fazer (x^t, y^t) factível em relação à tecnologia em $t + 1$.

Segundo Caves, Christensen e Diewert (1982b), o índice de produtividade de Malmquist pode ser definido como:

$$M_0^t = \frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \quad (4)$$

Nessa formulação, a tecnologia de referência é aquela existente no período t . De maneira alternativa, pode-se definir o mesmo índice com referência à tecnologia existente no período $t + 1$ como:

$$M_0^{t+1} = \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \quad (5)$$

A fim de se evitar qualquer grau de arbitrariedade com relação à tecnologia de referência de um determinado período, define-se finalmente o índice de produtividade de Malmquist como a média geométrica dos índices (4) e (5). Nesses termos, tem-se:

$$M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \right) \left(\frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{1/2} \quad (6)$$

Uma outra possibilidade de escrever o índice (6) é através da expressão:

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

onde essas distâncias são calculadas de acordo com as definições (1), (2) e (3). A primeira razão do lado direito da expressão (7) mede a variação na eficiência relativa entre os períodos t e $t + 1$. Quer dizer, mede a variação de quanto a produção observada está da máxima produção potencial. A média geométrica das expressões entre colchetes mede o deslocamento da tecnologia entre os dois períodos avaliados em x^t e x^{t+1} . No caso em que $x^t = x^{t+1}$ e $y^t = y^{t+1}$, quando não há nenhuma variação dos fatores e produtos entre os dois períodos, o índice (7) não apresenta variação, ou seja, $M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = 1$. Nesse caso, as medidas dos componentes de variação da eficiência e variação tecnológica são recíprocas mas não necessariamente iguais a um.

Observando a figura conclui-se que houve progresso tecnológico, pois $S^t \subset S^{t+1}$. Embora $(Y^t, K^t, L^t) \in S^t$ e $(Y^{t+1}, K^{t+1}, L^{t+1}) \in S^{t+1}$, note-se que

$(Y^{t+1}, K^{t+1}, L^{t+1}) \notin S^t$, ou seja, houve avanço tecnológico. Medindo as distâncias do índice (7) sobre o eixo dos Y , tem-se:

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

Portanto, o primeiro termo do lado direito da expressão (8) mede a eficiência técnica relativa ao longo do tempo. Ele verifica se a produtividade está se aproximando da fronteira (efeito *catching-up*). Note-se que esse efeito pode também ser entendido como um fator de difusão tecnológica. O último termo mede os deslocamentos da tecnologia aos níveis de fatores x^t e x^{t+1} , possibilitando, assim, verificar se ocorrem variações tecnológicas.

Observe-se, também, no caso de um único produto, que existe uma relação entre a função distância-produto anteriormente definida e a eficiência técnica de produção originada da teoria da fronteira de produção estocástica. Essa relação estabelece a igualdade $D_0^t(x^t, y^t) = y^t / f(x^t)$,² onde $f(x^t)$ é uma função de produção que representa o produto potencial máximo que poderia ser obtido a partir de x^t . Assim sendo, as medidas numéricas dessas distâncias serão obtidas utilizando a teoria da fronteira de produção estocástica que será descrita sumariamente a seguir.

2.2 - O modelo da fronteira de produção estocástica

Esse modelo foi, de início, proposto independentemente por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Broeck (1977). Posteriormente, surgiram revisões do modelo nos trabalhos de Forsund, Lovell e Schmidt (1980), Schmidt (1986), Bauer (1990), Battese (1992) e Greene (1993).

O objetivo principal do modelo é a estimação de uma função de produção em termos de seus fatores de produção. Nesse sentido, pode-se obter a máxima produção empregando-se uma determinada combinação eficiente de fatores.

No entanto, nada garante que se esteja utilizando uma combinação eficiente de fatores que maximize a produção. Em vista da existência de ineficiências técnicas no uso desses fatores, pode-se estar abaixo da fronteira máxima de produção. Daí a origem do modelo de função de produção estocástica.

2 Dada a função de produção $f(x^t)$, desde que a tecnologia seja definida como $S^t = \{(x^t, y^t) : x^t \text{ possa produzir } y^t\}$, esta pode ser equivalentemente escrita como $S^t = \{(x^t, y^t) : y^t \leq f(x^t)\}$. Em vista dessa expressão, a função distância (1) pode ser analogamente expressa como $D_0^t(x^t, y^t) = \text{Inf} \{\theta : y^t / \theta \leq f(x^t)\}$. Daí, tem-se que $\theta \geq y^t / f(x^t)$. Como o ínfimo (Inf) de um conjunto é a maior das cotas inferiores, conclui-se que $D_0^t(x^t, y^t) = y^t / f(x^t)$.

Nos modelos iniciais, os autores não formalizavam explicitamente a ineficiência técnica em função de variáveis que a explicassem. Surgem, então, os artigos de Kumbhakar, Ghos e McGuchin (1991), Reifschneider e Stevenson (1991) e Huang e Liu (1994) que, além de modelarem a ineficiência técnica, estimavam simultaneamente os parâmetros da fronteira estocástica e da ineficiência técnica produzindo estimadores eficientes.

Nesses termos, fazendo-se analogia da função de produção com o produto de um estado, desde que este possa ser estimado em função de um conjunto de fatores como capital e trabalho, pode-se empregar aquele modelo para efeito de sua estimação.

O modelo utilizado que será descrito se baseia no artigo de Battese e Coelli (1995), no qual os autores formalizam a ineficiência técnica na função de produção de fronteira estocástica para dados em painel. Isso posto, considere a seguinte função de produção de um determinado estado i :

$$y_i^t = \exp(x_i^t \beta + v_i^t - u_i^t) \quad (9)$$

onde:

y_i^t representa o produto do i -ésimo estado ($i = 1, 2, 3, \dots, N$) no t -ésimo período ($t = 1, 2, 3, \dots, T$);

x_i^t é um vetor ($1 \times k$) de fatores de produção que explicam o produto do i -ésimo estado no período t ;

β é um vetor ($1 \times k$) de parâmetros a serem estimados;

v_i^t são os erros aleatórios que, por hipótese, são independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.) com distribuição $N(0, \sigma_v^2)$ e independentes dos u_i^t , os quais não só captam os efeitos de outras variáveis que poderiam explicar o produto, mas também os erros de medida de y_i^t ;

u_i^t são variáveis aleatórias não-negativas associadas à ineficiência técnica de produção, as quais são independentemente distribuídas com distribuição $N(Z_i^t \delta, \sigma_u^2)$ truncada em zero;

Z_i^t é um vetor ($1 \times m$) de variáveis que explicam a ineficiência técnica de produção do estado i ao longo do tempo; e

δ é um vetor ($m \times 1$) de parâmetros associados às variáveis do vetor Z_i^t a serem estimados.

Na estimativa dos parâmetros desse modelo, pelo método da máxima verossimilhança, utiliza-se a reparametrização $\gamma = \frac{\sigma_u}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2}$ de Battese e Corra (1977).

Note-se que, quanto mais γ estiver próximo de um, maior é a importância da ineficiência técnica no modelo. No caso em que γ é considerado estatisticamente igual a zero, não há influência da ineficiência, podendo-se então aplicar mínimos quadrados ordinários.

Observe-se que a expressão (9) pode ser fatorada na seguinte forma:

$$y_i^t = \exp(x_i^t \beta + v_i^t - u_i^t) = \exp(x_i^t \beta + v_i^t) \exp(-u_i^t) \quad (10)$$

Desde que y_i^t seja o produto efetivo ou observado, tem-se da expressão (10) que $y_i^t = y_i^{t*} \exp(-u_i^t)$, onde $y_i^{t*} = \exp(x_i^t \beta + v_i^t) = f(x_i^t)$, é o produto potencial máximo do estado i no período t . Assim sendo, a ineficiência técnica de produção (ou eficiência) do estado i no período t , aqui denotada por Et_i^t , é definida como:

$$Et_i^t = \frac{y_i^t}{f(x_i^t)} = \exp(-u_i^t) \quad (11)$$

Para efeito de estimação da ineficiência técnica de produção, Et_i^t , supõe-se que:

$$u_i^t = Z_i^t \delta + e_i^t \quad (12)$$

onde e_i^t , por hipótese, tem distribuição truncada $N(0, \sigma_e^2)$. Logo, substituindo (12) em (11), a ineficiência técnica é calculada como:

$$Et_i^t = \frac{y_i^t}{f(x_i^t)} = \exp(-Z_i^t \delta - e_i^t) \quad (13)$$

A forma funcional Cobb-Douglas tem sido comumente usada na estimação empírica nos modelos de fronteira de produção, em virtude das suas características simples e de fácil estimação. No entanto, ela impõe algumas restrições, como elasticidades e retornos de escala constantes, além de apresentar elasticidades de substituição iguais a um. Uma função de produção alternativa que elimina esses

problemas é a translog, que não impõe nenhuma restrição sobre a estrutura de produção e serve como uma aproximação local de segunda ordem para qualquer função de produção. Em vista disso, realiza-se o teste da razão de verossimilhança generalizado para verificar qual das duas formas funcionais deve ser usada.³

Em função desse teste, a especificação funcional empregada será a Cobb-Douglas, definida na forma:

$$\ln Y_i^t = \beta_{0i} + \beta_{1i} \ln K_i^t + \beta_{2i} \ln L_i^t + v_i^t - u_i^t \quad (14)$$

onde Y_i^t , K_i^t e L_i^t são, respectivamente, o PIB, o estoque de capital físico e o pessoal ocupado do i -ésimo estado no período t .

A ineficiência técnica a ser estimada, para cada um dos estados do Nordeste, será:

$$u_i^t = \delta_{0i} + \delta_{1i}t + \delta_{2i}G_i^t + e_i^t \quad (15)$$

onde t e G_i^t são, respectivamente, o tempo e os gastos (consumo) do governo de cada um dos estados.

Em resumo, o objetivo é estimar simultaneamente os parâmetros das expressões (14) e (15) para, em seguida, estimar a ineficiência técnica Et_i^t dada por (13). O método utilizado para estimar simultânea e eficientemente os parâmetros dessas duas expressões é a técnica da máxima verossimilhança, cuja função se encontra apresentada em Battese e Coelli (1993). Uma vez que os estados do Nordeste apresentam características homogêneas, o modelo foi estimado com a hipótese de efeitos comuns. O programa utilizado para a estimação desses parâmetros e da ineficiência técnica foi o Frontier 4.1 [ver Coelli (1996)]. Finalmente, roda-se esse programa três vezes para calcular $D_0^t(x^t, y^t)$, $D_0^{t+1}(x^t, y^t)$, $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ e $D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$.

3 Utilizando-se os fatores de produção como estoque de capital (K) e pessoal ocupado (L), que serão descritos na próxima seção, testa-se a hipótese nula de que os coeficientes de segunda ordem da função translog são simultaneamente iguais a zero. A estatística do teste da razão de verossimilhança foi igual a 2,8 que, quando comparado com a estatística $\chi^2_{(3)} = 7,82$, ao nível de significância de 5%, faz com que se aceite a hipótese nula, isto é, a forma funcional a ser adotada deve ser do tipo Cobb-Douglas.

3 - Dados amostrais e evidência empírica

O índice de Malmquist e seus componentes foram calculados para os nove estados do Nordeste, entre os anos de 1977 e 1995, utilizando-se as séries de produto publicadas em *Agregados Econômicos Regionais: Nordeste do Brasil 1965-98*, da Superintendência de Desenvolvimento do Nordeste (Sudene), o número de pessoal ocupado por estado foi extraído da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), publicada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), e, para o estoque de capital, utilizou-se como *proxy* o consumo de energia em GWh publicado no *Anuário Estatístico do Brasil* do IBGE. A variável gastos dos governos (consumo) utilizada para explicar a ineficiência técnica também foi retirada da publicação da Sudene citada anteriormente. As séries produto dos estados e consumo do governo foram deflacionadas utilizando-se o IGP-DI com base no ano de 1993, publicado pela revista *Conjuntura Econômica* da Fundação Getúlio Vargas, do Rio de Janeiro.

O método usado constrói uma fronteira de produtividade para o Nordeste com base nos dados da amostra e compara relativamente a produtividade de cada estado com essa fronteira.

Os valores estimados dos parâmetros da função de produção do Nordeste estão apresentados na Tabela 1. O valor da estatística γ próximo de um ($\gamma = 0,99$) mostra que os efeitos da ineficiência são provavelmente muito significativos na análise da produtividade do Nordeste. O teste da razão de verossimilhança (esta-

TABELA 1

Estimadores de máxima verossimilhança dos parâmetros da função de produção do Nordeste e da ineficiência técnica

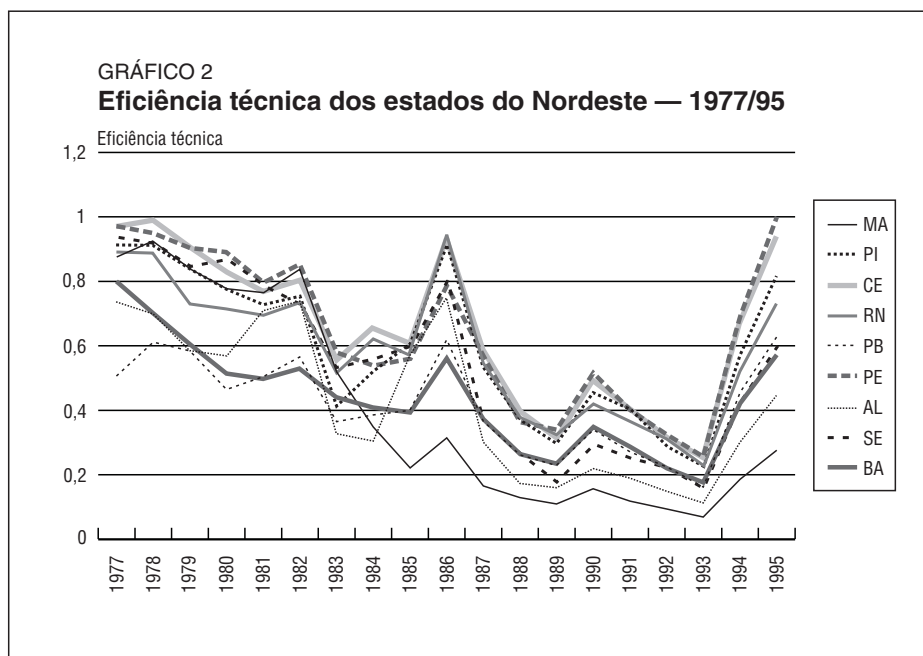
(Variável dependente: PIB)

Variável	Coefficiente	Desvio-padrão	t de Student
Constante	$\beta_0 = 11,79$	0,87	13,51
Ln(k)	$\beta_1 = 0,64$	0,00095	676,40
Ln(L)	$\beta_2 = 0,29$	0,071	4,05
Ineficiência técnica			
Constante	$\delta_0 = -2,71$	0,91	-2,98
t	$\delta_1 = 0,11$	0,02	5,99
G	$\delta_2 = -0,08$	0,02	-7,22
γ	0,99	0,00009	107209,14
LR = 98,03	$\chi^2 = 9,49$	Períodos = 19	Nº de observações = 171

OBS.: LR = teste da razão de verossimilhança; $\chi^2(4)$ é o valor crítico da distribuição qui-quadrado com quatro graus de liberdade ao nível de 5%.

tística LR) indica a relevância da presença dos efeitos da ineficiência técnica no PIB do Nordeste. Observa-se ainda, através da magnitude do coeficiente da variável tempo (0,11), que a ineficiência técnica cresce 11% a. a., em média, no período observado. Por outro lado, os gastos dos governos estaduais (o sinal negativo e a significância de G) contribuem para o aumento da eficiência técnica na produção de cada um dos estados do Nordeste.

As ineficiências técnicas estimadas, por estado e por ano, se encontram na Tabela A.1 do Apêndice e estão melhor ilustradas no Gráfico 2. Percebe-se, a partir de 1977, que os níveis de ineficiência de todos os estados apresentam padrões de trajetórias semelhantes em todo o período analisado. Na média, os níveis de eficiência decrescem até o ano de 1993 quando, com o advento do Plano Real, ocorre uma inversão e elas passam a apresentar trajetórias crescentes. Outra particularidade observada é que o ano de 1986 parece ser um ponto de inflexão dessas trajetórias. A partir desse ano, quando é implementado o Plano Cruzado e outros planos de estabilização subsequentes, os níveis de eficiências técnicas dos estados apresentam uma velocidade maior de queda, pelo menos até o ano de 1989, quando comparados com os níveis anteriores a este ano. A partir de 1989, com o Plano Collor, nota-se um ligeiro crescimento dos níveis de ineficiência, para logo em seguida detectar-se uma queda até o início do ano de 1993. Daí em diante, com a adoção do Plano Real, as eficiências técnicas seguem uma trajetória



ascendente. Por fim, vale salientar que a variância dos níveis de eficiência técnica entre os estados, no ano de 1995, é maior do que a variância no início do período (1977). Em termos de níveis, Pernambuco é o estado que apresenta, na maioria dos anos, os níveis mais elevados de eficiência.

Em relação ao índice de Malmquist, que mede a produtividade total dos estados, em lugar de apresentar os resultados desagregados,⁴ por estado e por ano, faz-se um resumo do desempenho médio de cada um deles no período 1977/95, de acordo com o exposto na Tabela 2. A produtividade total em todos os estados é praticamente explicada muito mais pela variação tecnológica do que pela variação da eficiência, pois os índices dessa última são menores do que os da variação tecnológica. Além do mais, com exceção da Paraíba e de Pernambuco, os demais apresentam índices de variação da eficiência negativos. Note-se ainda, nessa ordem, que apenas Bahia (14,14%), Paraíba (10,53%), Pernambuco (6,16%) e Ceará (5,62%) conseguem crescer em média a taxas de produtividade maiores do que a média do Nordeste (5,12%). O pior desempenho é de Sergipe, que cresce somente a uma taxa de 0,27% a.a.

A evolução da produtividade total para cada estado é apresentada no Gráfico 3, gerado a partir dos dados da Tabela A.4 do Apêndice.

Note-se que as produtividades dos estados do Nordeste apresentam, em média, uma suave tendência crescente em todo o período analisado. Observe-se,

TABELA 2

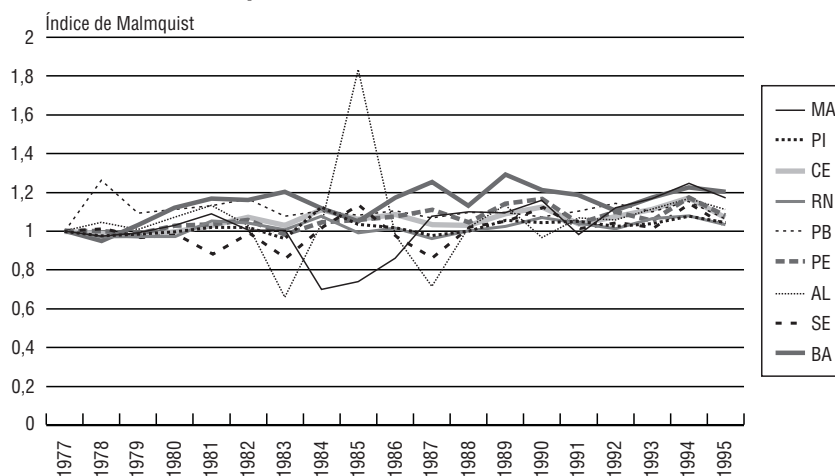
Decomposição da produtividade total medida pelo índice de Malmquist — variação média anual: 1977/95

Estado	Índice de Malmquist	Variação da eficiência	Variação tecnológica
MA	1,0175	0,9412	1,0811
PI	1,0234	0,9941	1,0295
CE	1,0562	0,9984	1,0579
RN	1,0201	0,9897	1,0307
PB	1,1053	1,0113	1,0929
PE	1,0616	1,0016	1,0600
AL	1,0403	0,9740	1,0680
SE	1,0027	0,9764	1,0269
BA	1,1414	0,9824	1,1619
Média ^a	1,0512	0,9853	1,0669

^a Esses valores são médias geométricas. Uma vez que o índice de Malmquist é multiplicativo, o produto das médias da variação da ineficiência e da variação tecnológica é igual à média do referido índice.

4 Os dados desagregados por estado e ano se encontram dispostos na Tabela A.4 do Apêndice.

GRÁFICO 3
Produtividade total dos estados do Nordeste medida pelo
índice de Malmquist — 1977/95



também, que a variabilidade entre essas trajetórias vem diminuindo ao longo do tempo. Nesse sentido, pode-se concluir que a partir de 1977 as produtividades dos estados do Nordeste iniciavam um processo de convergência.

Em termos de inovações (variações) tecnológicas, de acordo com a última coluna da Tabela 2, somente quatro estados se destacam quando comparados com a média do Nordeste (6,69%). Em ordem decrescente, são: Bahia (16,19%), Paraíba (9,29%), Maranhão (8,11%) e Alagoas (6,8%). Os demais apresentam taxas de crescimento inferiores à média do Nordeste. A evolução das variações tecnológicas se encontram dispostas no Gráfico 4.

Quanto aos índices de variação da eficiência técnica, com exceção da Paraíba e de Pernambuco, que apresentam, respectivamente, taxas de crescimento positivas de 1,13% a.a. e 0,2% a.a., todos os outros apresentam taxas negativas de acordo com os dados na terceira coluna da Tabela 2. Os estados que apresentam os piores desempenhos quando comparados com a média do Nordeste (-1,47%) são, nesta ordem, Maranhão (-5,88%), Alagoas (-2,06%), Sergipe (-2,36%) e Bahia (-1,76%). Apesar de os estados do Ceará (-0,16%), Piauí (-0,59%) e Rio Grande do Norte (-1,03%), nesta ordem, apresentarem taxas de crescimento negativas, ainda assim conseguem apresentar taxas de decréscimo menores do que a do Nordeste (-1,47%). A evolução do índice de variação da eficiência técnica é mostrada no Gráfico 5, construído com base nos dados da Tabela A.2 do

GRÁFICO 4

Varição tecnológica dos estados do Nordeste — 1977/95

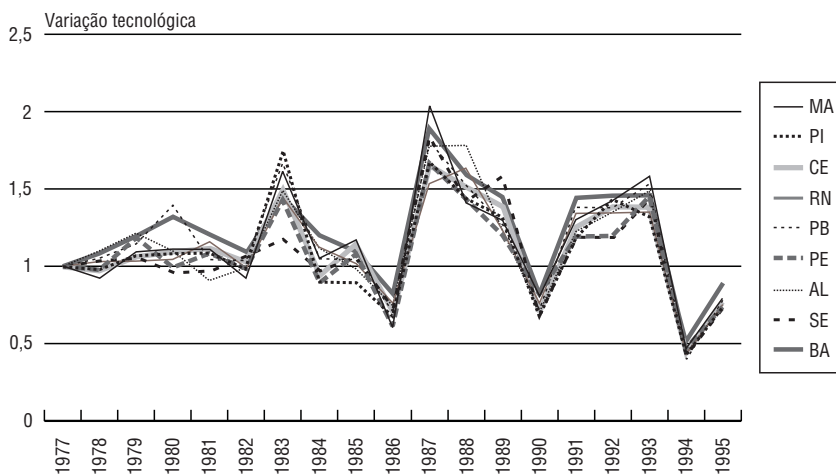
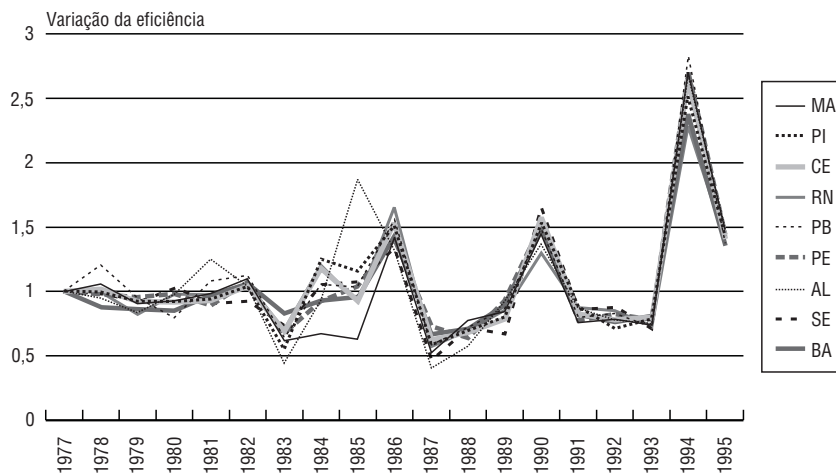


GRÁFICO 5

Varição da eficiência técnica dos estados do Nordeste — 1977/95



Apêndice. Mais uma vez consegue-se perceber que as trajetórias desses índices evoluem praticamente de maneira semelhante e que a dispersão entre elas diminui ao longo do tempo, revelando que há convergência entre os índices de variação da eficiência dos estados do Nordeste.

Por último, embora os valores do índice de variação tecnológica sejam sugestivos, eles isoladamente não permitem identificar quais estados estão deslocando a fronteira de produtividade. Para fornecer evidência de quais estados podem estar deslocando a fronteira de produtividade regional, necessita-se verificar, entre os períodos t e $t + 1$ para cada estado, se as três condições abaixo são verificadas:

$$\left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{1/2} > 1 \quad (17)$$

$$D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1}) = 1 \quad (18)$$

$$D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}) > 1 \quad (19)$$

A primeira condição mostra que se o índice de variação tecnológica é maior do que um, então o estado, através da criação de novas tecnologias, pode deslocar a fronteira de produtividade. Para que essa fronteira possa ser deslocada por um ou mais estados, estes devem estar sobre a fronteira. É o que a segunda condição afirma. Na terceira, se o produto de um estado em $t + 1$ é maior do que o produto potencial máximo que poderia ser obtido no período t , em função dos fatores de produção de $t + 1$, então houve progresso tecnológico e nesse sentido o estado pode estar deslocando a fronteira. De acordo com os resultados apresentados nas Tabelas A.1 e A.3 do Apêndice, nenhum estado do Nordeste em qualquer dos anos considerados consegue deslocar a fronteira de produtividade regional.

4 - Conclusão

A maioria dos trabalhos empíricos de crescimento econômico, nos últimos anos, tem analisado a questão da convergência da produtividade entre diversas economias somente do ponto de vista do efeito *catching-up*, ou seja, da aproximação das mesmas na direção da fronteira de produtividade agregada, negligenciando o impacto das inovações tecnológicas.

Nesse sentido, embora possa estar havendo convergência de produtividade do ponto de vista do efeito *catching-up*, nada garante que haja convergência em ter-

mos de produtividade total, uma vez que se necessita avaliar a evolução dessa produtividade decorrente do impacto da adoção de novas tecnologias (efeito variação tecnológica).

Considerando que os estados do Nordeste, por terem características semelhantes, possam constituir um clube de convergência, procurou-se analisar se havia alguma tendência de convergência da produtividade entre eles e qual a influência de cada componente na evolução de suas produtividades entre 1977 e 1995.

Os resultados obtidos da fronteira de produção estocástica, na Seção 3, mostram que os valores das eficiências técnicas dos estados do Nordeste apresentam trajetórias decrescentes desde 1977 até 1995 quando, então, ocorre uma inversão dessa tendência. Por outro lado, o aumento do consumo dos governos estaduais contribuiu para o aumento dos níveis de eficiência técnica. Deve-se ressaltar também que desde o início do período analisado até 1986 os estados apresentam uma certa divergência nos seus níveis de eficiência técnica, sendo que a partir desse ano há uma aproximação maior desses valores. No entanto, a velocidade de queda das eficiências nesse período (após 1986 até 1995) parece ser maior do que no período passado. Vale salientar que foi um período em que a economia brasileira passou por vários processos inflacionários e implementou-se um conjunto de planos econômicos heterodoxos. Por fim, cabe verificar que Pernambuco durante todo o período sempre apresentou o melhor desempenho.

Em relação à produtividade total, medida pelo índice de Malmquist, identifica-se de maneira geral um padrão semelhante na evolução desse índice para todos os estados e em todos os anos, o que pode caracterizar que eles já estavam num processo de convergência. Os estados da Bahia (14,14%), Paraíba (10,53%), de Pernambuco (6,16%) e do Ceará (5,62%) foram os que apresentaram o melhor desempenho médio durante o período analisado, com taxas de produtividade superiores à média da região (5,12%). Dentre os estados do Nordeste, Sergipe (0,27%) foi o que apresentou o pior desempenho.

Os dados da Tabela 2 mostram que os ganhos de produtividade total foram muito mais decorrentes da produtividade advinda da variação tecnológica do que dos ganhos devidos à variação da eficiência técnica. Com efeito, observa-se que as taxas de crescimento da variação tecnológica foram todas positivas e maiores do que as da variação da eficiência técnica. Não obstante, nota-se que o padrão de convergência da variação da eficiência é mais acentuado do que o da variação tecnológica, o que faz com que as trajetórias de produtividade total apresentem uma variabilidade maior. Ainda assim, consegue-se perceber um padrão de convergência da produtividade total de cada um dos estados do Nordeste.

A maior variabilidade tecnológica sinaliza que os estados possuem diferentes capacidades de absorção de novas tecnologias, sendo que Bahia (16,89%), Paraíba (9,29%), Maranhão (8,11%) e Alagoas (6,08%) são os que se apresentam em

melhores condições em termos de absorção de novas tecnologias, pois crescem a taxas superiores à do Nordeste (6,69%).

Por último, analisando os componentes do índice de variação tecnológica conclui-se que nenhum estado do Nordeste consegue deslocar para cima a fronteira de produtividade em qualquer ano do período analisado.

Apêndice

TABELA A.1

Eficiência técnica da produção dos estados do Nordeste calculada pelo método da fronteira de produção estocástica — 1977/95

Ano	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA
1977	0,8760	0,9150	0,9700	0,8910	0,5070	0,9710	0,7360	0,9390	0,8000
1978	0,9250	0,9110	0,9900	0,8870	0,6110	0,9500	0,6990	0,9190	0,7020
1979	0,8380	0,8390	0,9080	0,7300	0,5830	0,9040	0,5840	0,8480	0,6060
1980	0,7780	0,7740	0,8310	0,7150	0,4650	0,8910	0,5690	0,8680	0,5140
1981	0,7650	0,7280	0,7690	0,6940	0,5030	0,7970	0,7100	0,7880	0,4980
1982	0,8380	0,7540	0,8030	0,7340	0,5660	0,8520	0,7380	0,7290	0,5290
1983	0,5220	0,4170	0,5570	0,5170	0,3650	0,5800	0,3270	0,5330	0,4400
1984	0,3490	0,5210	0,6570	0,6220	0,3860	0,5390	0,3050	0,5590	0,4090
1985	0,2210	0,6040	0,6100	0,5710	0,3990	0,5590	0,5700	0,5980	0,3920
1986	0,3140	0,9130	0,9350	0,9450	0,6210	0,7850	0,7490	0,7990	0,5600
1987	0,1660	0,5350	0,5870	0,5450	0,3670	0,5700	0,3020	0,3750	0,3720
1988	0,1290	0,3710	0,3990	0,3800	0,2630	0,3650	0,1730	0,2680	0,2640
1989	0,1090	0,2980	0,3130	0,3240	0,2290	0,3400	0,1600	0,1780	0,2360
1990	0,1570	0,4560	0,4940	0,4200	0,3400	0,5160	0,2190	0,2940	0,3480
1991	0,1190	0,4040	0,4070	0,3670	0,2710	0,4000	0,1910	0,2520	0,2870
1992	0,0935	0,2890	0,3170	0,3110	0,2240	0,3270	0,1490	0,2210	0,2190
1993	0,0692	0,2280	0,2530	0,2280	0,1610	0,2560	0,1120	0,1570	0,1770
1994	0,1870	0,5740	0,6690	0,5210	0,4560	0,6910	0,3000	0,4230	0,4210
1995	0,2770	0,8180	0,9410	0,7320	0,6280	1,0000	0,4460	0,5970	0,5710

TABELA A.2

Índice de variação da eficiência técnica dos estados do Nordeste — 1977/95

Ano	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA
1977	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1978	1,0559	0,9956	1,0206	0,9955	1,2051	0,9784	0,9497	0,9787	0,8775
1979	0,9059	0,9210	0,9172	0,8230	0,9542	0,9516	0,8355	0,9227	0,8632
1980	0,9284	0,9225	0,9152	0,9795	0,7976	0,9856	0,9743	1,0236	0,8482
1981	0,9833	0,9406	0,9254	0,9706	1,0817	0,8945	1,2478	0,9078	0,9689
1982	1,0954	1,0357	1,0442	1,0576	1,1252	1,0690	1,0394	0,9251	1,0622
1983	0,6229	0,5531	0,6936	0,7044	0,6449	0,6808	0,4431	0,7311	0,8318
1984	0,6686	1,2494	1,1795	1,2031	1,0575	0,9293	0,9327	1,0488	0,9295
1985	0,6332	1,1593	0,9285	0,9180	1,0337	1,0371	1,8689	1,0698	0,9584
1986	1,4208	1,5116	1,5328	1,6550	1,5564	1,4043	1,3140	1,3361	1,4286
1987	0,5287	0,5860	0,6278	0,5767	0,5910	0,7261	0,4032	0,4693	0,6643
1988	0,7771	0,6935	0,6797	0,6972	0,7166	0,6404	0,5728	0,7147	0,7097
1989	0,8450	0,8032	0,7845	0,8526	0,8707	0,9315	0,9249	0,6642	0,8939
1990	1,4404	1,5302	1,5783	1,2963	1,4847	1,5176	1,3688	1,6517	1,4746
1991	0,7580	0,8860	0,8239	0,8738	0,7971	0,7752	0,8721	0,8571	0,8247
1992	0,7857	0,7153	0,7789	0,8474	0,8266	0,8175	0,7801	0,8770	0,7631
1993	0,7401	0,7889	0,7981	0,7331	0,7188	0,7829	0,7517	0,7104	0,8082
1994	2,7023	2,5175	2,6443	2,2851	2,8323	2,6992	2,6786	2,6943	2,3785
1995	1,4813	1,4251	1,4066	1,4050	1,3772	1,4472	1,4867	1,4113	1,3563

TABELA A.3

Índice de variação tecnológica dos estados do Nordeste — 1977/95

Ano	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA
1977	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1978	0,9216	0,9783	0,9698	0,9771	1,0481	1,0240	1,0997	1,0348	1,0818
1979	1,0922	1,0680	1,0601	1,1863	1,1462	1,0372	1,2102	1,0506	1,1952
1980	1,1097	1,0792	1,0935	0,9918	1,3930	1,0451	1,0999	0,9587	1,3238
1981	1,1081	1,0853	1,1155	1,0849	1,0451	1,1590	0,9065	0,9710	1,2032
1982	0,9221	0,9830	1,0242	0,9849	1,0354	0,9908	0,9899	1,0659	1,0913
1983	1,6108	1,7412	1,4834	1,4303	1,6706	1,4435	1,4884	1,1750	1,4457
1984	1,0514	0,8999	0,9443	0,8948	1,0428	1,1233	1,1155	0,9713	1,2018
1985	1,1701	0,8938	1,1399	1,0794	1,0458	1,0179	0,9818	1,0605	1,0961
1986	0,6068	0,6749	0,7074	0,6134	0,7113	0,7680	0,7452	0,7303	0,8206
1987	2,0364	1,6754	1,6457	1,6670	1,8123	1,5325	1,7735	1,8365	1,8869
1988	1,4151	1,4405	1,5122	1,4353	1,5210	1,6340	1,7799	1,4225	1,5921
1989	1,2950	1,3134	1,3853	1,2016	1,2608	1,2274	1,2271	1,5831	1,4466
1990	0,8063	0,6836	0,7119	0,8229	0,7230	0,7682	0,7059	0,6764	0,8226
1991	1,2995	1,1863	1,2516	1,1936	1,3817	1,3418	1,2224	1,1847	1,4389
1992	1,4266	1,4343	1,3847	1,1961	1,3792	1,3462	1,3530	1,1864	1,4502
1993	1,5777	1,3182	1,3814	1,4504	1,5294	1,3520	1,4847	1,4354	1,4500
1994	0,4600	0,4280	0,4453	0,4722	0,4069	0,4342	0,4357	0,4238	0,5145
1995	0,7914	0,7342	0,7676	0,7379	0,7730	0,7476	0,7484	0,7267	0,8851

TABELA A.4

Produtividade total dos estados do Nordeste medida pelo índice de Malmquist — 1977/95

Ano	MA	PI	CE	RN	PB	PE	AL	SE	BA
1977	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
1978	0,9732	0,9741	0,9898	0,9727	1,2631	1,0019	1,0444	1,0127	0,9493
1979	0,9895	0,9836	0,9723	0,9763	1,0937	0,9870	1,0111	0,9694	1,0317
1980	1,0302	0,9956	1,0008	0,9714	1,1111	1,0301	1,0716	0,9813	1,1228
1981	1,0895	1,0208	1,0323	1,0531	1,1305	1,0367	1,1311	0,8815	1,1658
1982	1,0101	1,0181	1,0695	1,0417	1,1651	1,0592	1,0290	0,9861	1,1592
1983	1,0034	0,9630	1,0290	1,0074	1,0773	0,9827	0,6595	0,8591	1,2025
1984	0,7030	1,1244	1,1138	1,0765	1,1028	1,0439	1,0404	1,0186	1,1172
1985	0,7410	1,0362	1,0583	0,9909	1,0810	1,0557	1,8348	1,1345	1,0505
1986	0,8622	1,0201	1,0843	1,0152	1,1071	1,0785	0,9792	0,9757	1,1723
1987	1,0766	0,9817	1,0332	0,9614	1,0710	1,1128	0,7151	0,8619	1,2535
1988	1,0997	0,9989	1,0279	1,0008	1,0900	1,0463	1,0196	1,0166	1,1299
1989	1,0943	1,0550	1,0867	1,0246	1,0978	1,1433	1,1349	1,0515	1,2931
1990	1,1614	1,0460	1,1235	1,0667	1,0735	1,1658	0,9662	1,1172	1,2130
1991	0,9849	1,0511	1,0312	1,0430	1,1013	1,0402	1,0661	1,0155	1,1867
1992	1,1209	1,0260	1,0785	1,0136	1,1400	1,1005	1,0555	1,0404	1,1066
1993	1,1677	1,0399	1,1025	1,0633	1,0992	1,0584	1,1160	1,0197	1,1720
1994	1,2430	1,0775	1,1775	1,0790	1,1524	1,1720	1,1671	1,1419	1,2237
1995	1,1723	1,0464	1,0797	1,0367	1,0646	1,0819	1,1126	1,0256	1,2005

Abstract

Analyzing the productivity growth of Northeast states in the period 1977/95 is the main concern of this paper. Stochastic production frontier provides the theoretical background to generate the Malmquist's index, which can be decomposed into two components of measurements: technological and efficiency variations. From the stochastic frontier model it was estimated that the technical efficiency of states increases with state government expenditures. The Malmquist's index indicated that, on the average, total productivity growth of every state is much more dependent upon technological variation than upon efficiency variation. The estimates also point out that no state is productive enough to shift the regional productivity frontier upward.

Bibliografia

- ABRAMOVITZ, M. Catching-up, forging ahead, and falling behind. *Journal of Economic History*, v. 46, n. 2, p. 385-406, June 1986.
- . The catch-up factor in postwar economic growth. *Economic Inquiry*, v. 28, n. 1, p. 1-18, Jan. 1990.
- AGHION, P., HOWITT, P. Model of growth through creative destruction. *Econometrica*, v. 60, n. 2, p. 323-351, Mar. 1992.
- AIGNER, D. J., LOVELL, C. A. K., SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production functions models. *Journal of Econometrics*, v. 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. Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, v. 106, p. 407-444, 1991.
- BARRO, R., SALA-i-MARTIN, X. Convergence across states and regions. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 1, 1991.
- . Convergence. *Journal of Political Economy*, v. 100, n. 2, 1992.
- . *Technological diffusion, convergence and growth*. June 1995 (NBER Working Paper Series, 5.151).
- BATTESE, G. E. Frontier production function and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. *Agricultural Economics*, v. 7, p. 185-208, 1992.
- BATTESE, G. E., COELLI, T. J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with applications to paddy farmers in India. *Journal of Productivity Analysis*, v. 3, p. 153-169, 1992.
- . *A stochastic frontier production incorporating a model for technical inefficiency effects*. Armidale: Department of Econometrics, University of New England, 1993 (Working Papers in Econometrics and Applied, n. 69, p. 22).
- . A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data. *Empirical Economics*, v. 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*, v. 21, p. 169-179, 1977.

- BAUER, P. W. Recent developments in the econometric estimation of frontiers. *Journal of Econometrics*, v. 46, p. 39-56, 1990.
- BAUMOL, W. J. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show. *American Economic Review*, v. 76, n. 5, p. 1.072-1.085, 1986.
- BAUMOL, W. J., BLACKMAN, S. A. B., WOLFF, E. N. *Productivity and American leadership: the long view*. Cambridge, MA: MIT Press, 1989.
- BAUMOL, W. J., NELSON, R. R., WOLFF, E. N. (eds.). *Convergence of productivity*. New York: Oxford University Press, 1994.
- BAUMOL, W. J., WOLFF, E. N. Productivity growth, convergence and welfare: reply. *American Economic Review*, v. 78, n. 5, p. 1.155-1.159, 1988.
- BECKER, G. S., MURPHY, K. M., TAMURA, R. Human capital, fertility and economic growth. *Journal of Political Economy*, v. 98, S12-S37, 1990.
- BEM-DAVID, D. *Convergence clubs and subsistence economies*. Nov. 1997 (NBER Working Paper Series, 6.267).
- BOSCO, M. A., CASTELAR, I., CARVALHO, J. R. Jr., FRANÇA, J. M. S. Padrões de convergência da produtividade do trabalho entre estados brasileiros: uma análise desagregada para a indústria de transformação. *Revista Econômica do Nordeste*, v. 29, n. 2, abr./jun. 1998.
- CAVALCANTI, P. G. F., ELLERY Jr., R. G. Convergência entre a renda *per capita* dos estados brasileiros. *Revista de Econometria*, v. 6, abr. 1996.
- CAVES, D. W., CHRISTENSEN, L. R., DIEWERT, W. E. The economic theory of index numbers and the measurement of inputs, output, and productivity. *Econometrica*, v. 50, n. 6, p. 1.393-1.414, 1982b.
- CHAVAS, J.-P., COX, T. L. A non-parametric analysis of productivity: the case of U.S. and Japanese manufacturing. *American Economic Review*, v. 80, n. 3, p. 450-464, June 1990.
- COELLI, T. J. *A guide to frontier version 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation*. 1996 (Cepa Working Paper,7).
- COSTAS, A., DRAZEN, A. Threshold externalities in economic development. *Quarterly Journal of Economics*, v. 105, p. 501-526, 1990.
- DE LONG, J. B. Productivity growth, convergence, and welfare: comment. *American Economic Review*, v. 78, n. 5, p. 1.138-1.154, Dec. 1988.
- DOWRICK, S., NGUYEN, D.-T. OECD comparative economic growth 1950-1985: catch and convergence. *American Economic Review*, v. 79, p. 1.010-1.130, 1989.
- FÄRE, R. *Fundamentals of production theory. Lectures notes in economics and mathematical systems*. Heidelberg: Springer-Verlag, 1988.

- FÄRE, R., GROSSKOPF, S., NORRIS, M., ZHANG, Z. Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review*, v. 84, n. 1, Mar. 1994.
- FORSUND, F. R., LOVELL, C. A. K., SCHMIDT, P. A survey of frontier production functions and their relationship to efficiency measurement. *Journal of Econometrics*, v. 13, p. 5-25, 1980.
- GREENE, W. I. I. The econometric approach to efficiency analysis. In: FRIED, H. O., LOVELL, C. A. K., SCHMIDT, S. S. (eds.). *The measurement of productive efficiency: techniques and applications*. New York: Oxford University Press, p. 68-119, 1993.
- GROSSMAN, G., HELPMAN, E. *Inovation and growth in the global economy*. Cambridge: MIT Press, 1991
- HUANG, C. J., LIU, J. T. Estimation of a non-neural sthochastic frontier production function. *Journal of Productivity Analysis*, v. 5, p. 171-180, 1994.
- KUMBHACAR, S. C., GHOS, S., MCGUCHIN, J. T. A generalized production frontier approach for estimating determinants of inefficiency in US dairy farms. *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 9, p. 279-286, 1991.
- LUCAS, R. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, v. 22, p. 3-42, 1988.
- MALMQUIST, S. Index numbers and indifference curves. *Trabajos de Estadística*, v. 4, n. 1, p. 209-242, 1953.
- MEEUSEN, W., BROECK, VAN DEN. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production with composed error. *International Economics Review*, v. 32, p. 715-723, 1977.
- NELSON, R. R. A theory of the low-level equilibrium trap in underdeveloped economies. *American Economic Review*, v. 46, p. 894-908, 1956.
- REBELO, S. Growth in open economies. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n. 36, p. 5-46, 1992.
- REIFSCHNEIDER, D., STEVENSON, R. Systematic departures from the frontier: a framework for analysis of firm inefficiency. *International Economic Review*, v. 32, p. 715-723, 1991.
- ROMER, P. M. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, v. 94, p. 1.002-1.037, 1986.
- SCHMIDT, P. Frontier production functions. *Econometric Reviews*, v. 4, p. 289-328, 1986.
- SHEPARD, R. W. *Theory of cost and production functions*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1970.

SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, n. 1, p. 65-94, Feb. 1956.

(Originais recebidos em maio de 2000. Revistos em janeiro de 2001.)