

Área de Interesse: ÁREA 5 – Crescimento, Desenvolvimento Econômico e Instituições.

Título: Capital humano, progresso técnico e crescimento econômico: um reexame empírico das abordagens de acumulação, inovação e difusão tecnológica.

Autores:

Almir Bittencourt da Silva – Doutor em Economia – CAEN/UFC, Professor do Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal do Ceará – UFC e pesquisador do CAEN/UFC - almirbittencourt@uol.com.br - Av. da Universidade, 2700, CEP: 60020-181, Benfica, Fortaleza – Ceará. Fone: 4009 7750, fonefax: 4009 7751.

Emerson Luis Lemos Marinho – Doutor em Economia – EPGE/FGV, Professor do Departamento de Economia Aplicada da Universidade Federal do Ceará – UFC e professor do Curso de Pós-Graduação em Economia - CAEN/UFC - emarinho@ufc.br - Av. da Universidade, 2700, CEP: 60020-181, Benfica, Fortaleza – Ceará. Fone: 4009 7750, fonefax: 4009 7751.

Resumo

Este artigo reexamina empiricamente as abordagens inspiradas em Nelson-Phelps (1966), Lucas (1988) e Romer (1986;1990) sobre a influência do capital humano no crescimento econômico. Trata-se de examinar se o capital humano deve ser considerado um fator de produção como qualquer outro na função de produção, mas contribuindo para gerar rendimentos crescentes de escala (Lucas, 1988), ou, então, se o referido fator produz seus efeitos sobre a taxa de crescimento do produto via difusão tecnológica (Nelson e Phelps, 1966) e por meio da produção de conhecimento e de geração do progresso técnico (Romer, 1986; 1990). A aplicação empírica é feita para uma amostra de 68 países com padrões de desenvolvimento bastante heterogêneos e, também, repetida para os subgrupos classificados pelo Banco Mundial em países ricos, de renda média e países pobres. Utiliza-se a análise de fronteira estocástica e o Índice de Malmquist para decompor a variação da produtividade em efeitos ocasionados pela variação do progresso técnico (deslocamento da fronteira) e os efeitos produzidos pela variação de eficiência técnica (efeito de aproximação da fronteira). Os resultados obtidos mostram que o capital humano contribui de diferentes formas para o crescimento econômico como nas abordagens antes mencionadas.

Palavras-Chave: Crescimento econômico, capital humano, função de produção, fronteira estocástica de produção.

Abstract

The aim of this paper is to empirically investigate the impact of human capital on economic growth according to Nelson-Phelps (1966), Lucas (1988) and Romer (1986;1990) approaches. The Lucas approach and shared by neo-classical growth theory, assumes that growth is driven by the accumulation of human capital. It treats human capital like an ordinary input in the production function generating increasing returns of scale. Nelson and Phelps approach relates growth to the stock of human capital which affects a country's ability to innovate and catch up which more advanced countries. According to Romer, human capital may directly influence productivity by determining the capacity of nations to innovate new technologies suited to domestic production. The analysis is performed on a panel of the 68 countries with different levels of economic development and it was made separately to groups of countries classified by the World Bank like rich, medium income and poor countries. We use the stochastic production frontier analysis and the Malmquist Index to separate the effects caused by gains in technological progress (displacement of the frontier) from the effects produced by enhanced efficiency (catching up with the frontier). The results obtained show that human capital factor contribute to the economic growth in different ways like these ones above-mentioned.

Key-Words: Economic growth, human capital factor, production function, stochastic production frontier.
JEL Classification: O11, O33, O47.

1 Introdução

O grande avanço das pesquisas teóricas e empíricas sobre crescimento econômico, observado nos últimos anos, foi significativamente influenciado pelo trabalho de Romer (1986), que introduziu uma nova concepção acerca do processo de evolução das economias no longo prazo. Lucas (1988), por sua vez, inspirado na teoria do capital humano de Gary Becker (1964), concebeu importantes modificações nas hipóteses básicas do modelo de Solow (1956), impulsionando definitivamente na direção de um novo paradigma em modelos de crescimento. A idéia central incorporada nos modelos de crescimento endógenos decorre da superação dos rendimentos decrescentes no processo de produção, em nível da economia agregada, em face das externalidades geradas pela atuação das firmas individualmente que levariam à geração de rendimentos crescentes em termos da economia agregada (Romer, 1986). O capital humano poderia também gerar externalidades que levariam a rendimentos crescentes na função de produção agregada (Lucas, 1988), alterando, assim, os resultados do modelo neoclássico de crescimento.

Em grande parte, nos trabalhos teóricos iniciais da nova teoria do crescimento, várias pesquisas empíricas têm-se voltado para o exame da contribuição do capital humano no processo de crescimento. Como exemplo, a construção de dados sobre o padrão educacional de um número significativo de países (Barro e Lee, 1993, 1996, 2000) e as estimativas sobre os retornos da educação (Psacharopoulos, 1994, 1995) tem permitido modos alternativos de modelagem do capital humano no processo de crescimento. Os resultados obtidos nesses estudos indicam que o número médio de anos de escolaridade, conforme as diferentes medidas adotadas, apresenta-se fortemente correlacionada com as taxas de crescimento da produtividade.¹ Além do mais, estudos de contabilidade do crescimento apontam também para a contribuição do capital humano no crescimento da produtividade ou como fator determinante das diferenças nos níveis de produtividade dos países.²

Deve-se ressaltar, no entanto, que as investigações iniciais sobre a influência da educação sobre o crescimento econômico iniciaram-se efetivamente, de forma mais sistemática, durante os anos 60 com as publicações de Schultz (1963), sobre o valor econômico da educação, e Becker (1964) com a teoria do capital humano. As diferenças observadas no crescimento do produto e a absorção efetiva de fatores de produção têm sua explicação atribuída às melhorias observadas no fator trabalho que elevam sua capacidade produtiva e geram os aumentos de produtividade, os quais se refletirão, em última instância, nos aumentos de bem-estar da população. A partir de então, o conceito de investimento em capital humano passou a ser incorporado na literatura do crescimento iniciada por Solow (1957). Uma quantidade significativa de artigos sobre a contabilidade de crescimento tem sido produzida com a finalidade de quantificar a contribuição dos investimentos em capital humano para o crescimento da produtividade total dos fatores (PTF) e, assim, do crescimento econômico.

Os estudos sobre a importância do capital humano para o crescimento, em geral, procuram analisar sua contribuição por meio de estimações de funções de produção agregadas, nas quais são incluídos como um fator de produção adicional, ou então examinam seu impacto sobre a PTF, estimada pela abordagem de números índices ou pelo resíduo de Solow (1957) com a utilização de uma função de produção Cobb-Douglas. No primeiro caso, a praxe da teoria econômica tradicional é estimar funções de produção supondo que todas as unidades produtivas são eficientes. Torna-se evidente que a não consideração de efeitos de ineficiência técnica no processo produtivo pode conduzir a distorções nos parâmetros estimados. Ressalte-se, no entanto, que essa tem sido o procedimento predominante na literatura empírica.

No caso da estimação da PTF, usado na contabilidade do crescimento, também ocorre o mesmo problema, pois a hipótese básica é a de que as unidades produtivas são eficientes, de forma que o

¹ Vejam-se, por exemplo, Barro (1991, 2001), Barro e Sala-i-Martin (1995), Benhabib e Spiegel (1994), O'Neil (1995) e Sala-i-Martin (1997).

² A grande parcela desses estudos baseia-se no modelo de crescimento de Solow (1957) em que o progresso técnico é considerado exógeno. Desse modo, a variável capital humano é considerada como um insumo adicional no processo de produção. Vejam-se, por exemplo, Bills e Klenow (2000), Hall e Jones (1999) e Wößmann (2000). A combinação dos métodos de função de produção e índices de produtividade de Malmquist foi adotada recentemente por Grosskopf e Self (2001).

crescimento da PTF é interpretado como um deslocamento da fronteira de produção ou uma mudança tecnológica. No entanto, deve-se ter muito claro que diferenças existentes nas medidas de PTF entre países não correspondem necessariamente às diferenças nos padrões tecnológicos, uma vez que outros fatores podem explicar essa medida de produtividade além da tecnologia. Na presença de ineficiência técnica ou alocativa, a magnitude da estimação dessa variável não reflete exclusivamente as variações técnicas ou os deslocamentos da fronteira de produção, podendo estar associada também a componentes que explicariam as aproximações ou afastamentos da própria fronteira.

Este artigo reexamina empiricamente as abordagens inspiradas em Nelson-Phelps (1966), Lucas (1988) e Romer (1986;1990) sobre a influência do capital humano no crescimento econômico. Trata de examinar se o capital humano deve ser considerado um fator de produção como qualquer outro na função de produção, mas contribuindo para gerar rendimentos crescentes de escala (Lucas, 1988), ou, então, se o referido fator produz seus efeitos sobre a taxa de crescimento do produto via difusão tecnológica (Nelson e Phelps, 1966). E, ainda, por meio da produção de conhecimento e de geração do progresso técnico (Romer, 1986; 1990). A aplicação empírica é feita para um conjunto amplo de países com padrões de desenvolvimento bastante heterogêneos e é então repetida para os subgrupos classificados pelo Banco Mundial em países ricos, de renda média e países pobres. O objetivo é o de se tentar identificar diferentes efeitos da inclusão do capital humano, conforme o grupo de renda considerado.

A hipótese central submetida a teste é a de que as abordagens adotadas na explicação da contribuição do capital humano para o crescimento econômico não se constituem formas excludentes e inconciliáveis e que, portanto, para a amostra ampla de países, os dados deverão confirmar essa suposição, mas que os efeitos podem ser diferentes, em ambos enfoques, quando se adotam amostras separadas por grupo de renda.

No exame da abordagem do efeito de nível do capital humano Lucas (1988), ou seja, quando se considera essa variável como um fator de produção que afeta o nível do produto, adota-se uma função de produção convencional do tipo minceriana por razões que serão discutidas adiante. Em relação ao exame da contribuição do capital humano no processo de inovação e difusão tecnológica, Nelson-Phelps (1966) e Romer (1990), e, como conseqüência, sobre o crescimento do produto, ou efeito variação, utiliza-se a relação proposta por Benhabib e Spiegel (1994).

A contribuição deste artigo ao tema proposto refere-se ao fato de que, no exame das abordagens de Nelson-Phelps (*ibid.*) e Romer (*ibid.*), utiliza-se uma série de dados de variação técnica gerada por meio da análise paramétrica de fronteira de produção e da decomposição do Índice de Malmquist. Trata-se, portanto, de uma medida pura de progresso técnico que constitui um dos componentes da PTF. Assim, a fronteira estocástica de produção é adotada para determinar as funções distância já que estas são usadas na construção do índice de produtividade de Malmquist, que se decompõe nos componentes de eficiência técnica e de variação técnica (progresso técnico). Faz-se, portanto, uma conciliação entre os métodos que utilizam função de produção convencional e os índices de produtividade de Malmquist, procedimento que recentemente foi adotado por Grosskopf e Self (2001) com a diferença de que, neste caso, os autores utilizaram métodos não paramétricos.

O restante do artigo está estruturado como segue. A seção dois discute o instrumental analítico utilizado na construção do Índice de Malmquist, e de sua decomposição em variação de eficiência técnica e variação técnica (progresso técnico). A seção três especifica os modelos considerados na literatura sobre a contribuição do capital humano para o crescimento econômico. A seção quatro descreve a amostra, informa sobre os dados utilizados e apresenta a estimação dos modelos e os resultados dos testes realizados. A última seção é dedicada ao sumário dos resultados e às conclusões.

2 Eficiência Técnica, Variação Técnica e Variação de Produtividade: Técnicas de Medida

2.1 Fronteira Estocástica de Produção

Na mensuração das funções distância, que são empregadas na construção dos índices de produtividade de Malmquist, adota-se o método paramétrico conhecido como análise de fronteira estocástica. Esse método tem como uma de suas reconhecidas vantagens a incorporação de erros e

distúrbios aleatórios na estimação da fronteira, o que não ocorre com o método não paramétrico tradicional,³ o qual atribui à ineficiência técnica os desvios do produto observado em relação ao produto potencial. Mas, de outra parte, o método paramétrico requer a especificação da forma funcional da fronteira de produção e o estabelecimento de hipóteses distribucionais sobre os componentes do erro de forma a permitir a sua decomposição nas parcelas de ineficiência técnica e dos desvios aleatórios de medida.

O modelo de fronteira de produção, objeto deste ensaio, baseia-se na abordagem de dados em painel, desenvolvida por Battese e Coelli (1995), a qual incorpora na fronteira um modelo para os efeitos de ineficiência técnica como uma função de variáveis explicativas, cujos parâmetros são estimados simultaneamente com os parâmetros da fronteira. Essa modelagem tem a vantagem de permitir que as ineficiências técnicas e as elasticidades dos insumos variem no tempo, possibilitando a identificação de alterações na estrutura de produção. O modelo é especificado da seguinte forma:

$$Y_{it} = f(x_{it}; \beta) e^{(v_{it} - u_{it})} \quad (1)$$

onde:

Y_{it} - representa o produto observado no tempo t relativamente à i -ésima unidade de produção (país);

$f(\bullet)$ - é a tecnologia de produção;

x_{it} - é um vetor de quantidades de fatores de produção relativamente à i -ésima unidade produtiva e medida no tempo t ;

b - é um vetor de parâmetros desconhecidos e que são estimados;

v_{it} - representa os erros aleatórios e são, por hipótese, independentes e identicamente distribuídos com distribuição normal, tendo média zero e variância σ_v^2 , não conhecida;

u_{it} - é variável aleatória não negativa associada com a ineficiência técnica na produção, de modo que a sua ocorrência faz o produto observado resultar em valor inferior ao produto potencial para a tecnologia conhecida e níveis de fatores de produção disponíveis.

Os efeitos de ineficiência técnica - u_{it} - são especificados como:

$$u_{it} = z_{it}\delta + w_{it} \quad (2)$$

onde:

u_{it} - a ineficiência técnica é não negativa com distribuição normal truncada em zero, independentemente distribuída (mas não identicamente distribuída) com média m_{it} e variância s_u^2 ;

d - é um vetor de parâmetros desconhecidos e que são estimados;

z_{it} - é um vetor de variáveis que explicam a ineficiência técnica relativamente à i -ésima unidade produtiva (país) e medida no tempo t ;

w_{it} - é variável aleatória com distribuição normal: média zero e variância s_u^2 .

Como se supõe que u_{it} tem distribuição normal truncada em zero, independentemente distribuída (mas não identicamente distribuída), sua média é dada por $m_{it} = z_{it}\delta$. Além disso, supõe-se que sua variância seja σ_u^2 .

Os parâmetros das equações (1) e (2) são estimados simultaneamente usando-se o método de máxima verossimilhança. Esse procedimento de estimação considera a função de log-verossimilhança em termos da parametrização dada por $g = \frac{s_u^2}{s_u^2 + s_v^2}$, proposta por Battese e Coelli (1995). Esse procedimento permite uma interpretação mais direta sobre a presença de ineficiência técnica no processo produtivo e facilita o processo de estimação.⁴

³ Trata-se da abordagem denominada de *Data Envelopment Analysis* (DEA), desenvolvida por Charnes, Cooper e Rhodes (1978) a partir da metodologia de programação linear proposta por Farrell (1957).

⁴ Quanto mais próximo de zero for o valor estimado de γ , menos significativo será o termo da ineficiência técnica na explicação dos desvios da fronteira de produção. Quando o seu valor aproxima-se de um, maior é a importância da eficiência técnica nos desvios da fronteira de produção.

A medida de eficiência técnica de Farrell (1957) orientada pelo produto de cada unidade produtiva (país) no tempo t é definida como a relação entre o produto observado, $y_{it} = f(x_{it}; \beta) \exp(v_{it}) \exp(-u_{it})$, e o produto potencial, $\hat{y}_{it} = f(x_{it}; \beta) \exp(v_{it})$. Assim, como $u_{it} = z_{it}\delta + w_{it}$, pode-se estimar a ineficiência técnica de acordo com a seguinte expressão:

$$ET_{it} = \frac{f(x_{it}; \beta) \exp(v_{it}) \exp(-u_{it})}{\hat{y}_{it}} = \exp(-u_{it}) = \exp(-z_{it}\delta - w_{it})$$

2.2 Função Distância: Conceito e Medidas

O conjunto de possibilidade de produção representa o conjunto de todos os vetores de produtos, $y \in \mathbb{R}_+^M$, que pode ser produzido com o vetor dos insumos, $x \in \mathbb{R}_+^N$. Em outras palavras, é o conjunto de todas as combinações de insumos e produtos factíveis. Em termos formais, define-se:

$$F^t = \{(x^t, y^t) : x^t \text{ pode produzir } y^t\} \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

onde: $y^t = (y_1^t, y_2^t, \dots, y_N^t) \in \mathbb{R}_+^N$ é o vetor de produtos e $x^t = (x_1^t, x_2^t, \dots, x_M^t) \in \mathbb{R}_+^M$ representa o vetor de insumos, ambos observados no momento t .

De acordo como Farrell (1957), pode-se utilizar o conceito de função distância orientada pelo produto, para um dado conjunto de insumos, como uma medida de eficiência técnica de produção. Esta medida refere-se à distância entre o produto observado e o produto potencial máximo, sendo dada como uma proporção deste último. Dito de outro modo, a função distância é a expansão proporcional do produto de modo a torná-lo eficiente.

Denotando a função distância orientada pelo produto⁵ por $D_o^t(x^t, y^t)$, para um período de tempo t , uma definição mais formal é expressa por:

$$D_o^t(x^t, y^t) = \text{Inf}\{(\delta^{t,t} : (x^t, y^t / \delta^{t,t}) \in F^t)\} = [\text{sup}\{\delta^{t,t} : (x^t, \delta^{t,t} y^t) \in F^t\}]^{-1} \quad (4)$$

Essa função caracteriza completamente a tecnologia de tal modo que $D_o^t(x^t, y^t) \leq 1$ se e somente se $D_o^t(x^t, y^t) \in F^t$. Além do mais, $D_o^t(x^t, y^t) = 1$ se e somente se a observação situa-se sobre a fronteira de produção, sendo, portanto, eficiente no sentido de Farrell (1957).

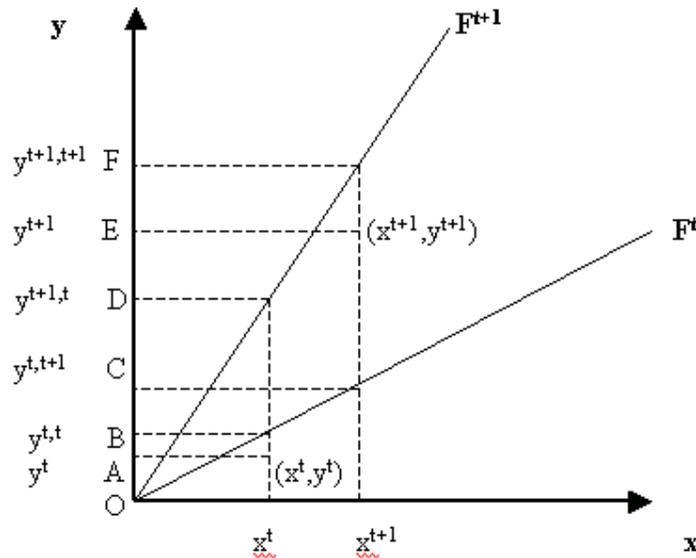
Com base nessa definição e considerando apenas um produto e um insumo e que os rendimentos de escala são constantes, pode-se ilustrar na Figura 1 os conceitos anteriormente descritos. A observação (x^t, y^t) situa-se abaixo da fronteira tecnológica do período t , significando que ela não é tecnologicamente eficiente. A função distância associada a essa observação pode se calculada como o inverso do maior incremento no produto, dada a quantidade do insumo, que se permitiria alcançar a fronteira. Na Figura 1, o produto máximo associado à quantidade de insumo x^t é representado por $y^{t,t} = y^t / \delta^{t,t}$. O valor da função distância da observação em t , em relação à tecnologia em t , $\delta^{t,t}$, é representado pela relação $OA/OB = y^{t,t} / y^t = 1 / \delta^{t,t}$. A medida de eficiência técnica de Farrell orientada pelo produto, relativamente à mesma observação, é dada por $OB/OA = y^{t,t} / y^t = 1 / \delta^{t,t}$.

Deve-se notar que até aqui se tem usado a medida de função distância para um período de tempo apenas com a tecnologia do mesmo período. Mas para se definir o índice de Malmquist, torna-se necessário que se obtenham medidas das funções distância em relação às tecnologias de diferentes períodos. Por exemplo, tem-se que:

⁵ O conceito de função distância também pode ser orientado pelos insumos: $d_i(x, y) = \text{sup}\{\rho : (x / \rho) \in L(y)\}$ onde o conjunto de insumos $L(y)$ representa todos os vetores de insumos, x , que podem produzir o vetor de produto, y . Isto é, $L(y) = \{x : x \text{ pode produzir } y\}$.

$D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1}) = \inf\{\delta^{t,t+1} : (x^t, y^{t+1} / \delta^{t,t+1}) \in F^t\}$ corresponde à função distância como medida do maior incremento proporcional dos produtos, dados os insumos, de forma a possibilitar que a observação no período t+1, (x^{t+1}, y^{t+1}) , seja factível no período t. Pode-se observar na Figura 13 que a referida observação não se encontra no interior do conjunto de produção factível dada a tecnologia em t, sendo a função distância representada pela relação $OE/OC = y^{t+1} / y^{t,t+1} = \delta^{t,t+1}$. Procedendo-se da mesma maneira, pode-se construir a função distância de uma observação no período t, (x^t, y^t) , de tal forma que ela possa se inserir no conjunto de produção factível determinado pela tecnologia em t+1, $D_0^{t+1}(x^t, y^t)$.⁶

Figura 1 – Fronteira de Produção



2.3 Funções Distância e a Construção do Índice de Produtividade Total de Malmquist

Malmquist (1953) propôs o índice para analisar questões relacionadas ao consumo e Caves, Christensen e Diewert (1982) adaptaram-no como um índice de produtividade. O índice de produtividade total de Malmquist orientado para o produto apresenta duas vantagens em relação ao procedimento da contabilidade do crescimento. Em primeiro lugar, não há necessidade de se ter informações sobre os preços de fatores de produção e nenhuma condição de equilíbrio é requerida para sua construção. A outra vantagem é que o referido índice permite decompor a variação na PTF nos componentes de variação de eficiência técnica e de variação técnica. Com isso, pode-se identificar qual componente de variação da PTF deve representar efetivamente a variação de progresso tecnológico, ao contrário da contabilidade do crescimento que associa alterações na PTF diretamente aos avanços na tecnologia.

Tendo em vista Caves, Christensen e Diewert (1982) e considerando a relevância de se evitar qualquer escolha arbitrária do período de referência, o índice de Malmquist, aqui denotado por $M_O(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t)$, é apresentado no formato proposto por Färe et al (1994), em que os componentes do índice são as funções distância definidas em (4):

⁶ Deve-se notar que ao se comparar observações relativas a um ponto no tempo aplicadas a tecnologias de períodos distintos as funções distância podem apresentar magnitudes superiores à unidade. No caso de $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ e $D_0^{t+1}(x^t, y^t)$ apresentarem valores superiores à unidade, pode-se interpretar como tendo ocorrido progresso técnico e regresso técnico, respectivamente.

$$M_O(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \left[\frac{D_0^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_0^t(y^t, x^t)} \left[\frac{D_0^t(y^{t+1}, x^{t+1})}{D_0^{t+1}(y^{t+1}, x^{t+1})} x \frac{D_0^t(y^t, x^t)}{D_0^{t+1}(y^t, x^t)} \right] \right]^{1/2} \quad (5)$$

O primeiro termo do lado direito de (5) mede a distância da produção observada em relação ao produto potencial máximo entre os períodos t e $t+1$. Este termo quantifica a variação de eficiência técnica de produção. O segundo quantifica o deslocamento devido à tecnologia entre os períodos t e $t+1$, em relação ao uso dos insumos x_t e x_{t+1} . Este termo representa a variação técnica, tendo-se então que:

De acordo com Coelli, Rao e Battese (1998), o método descrito constitui um procedimento alternativo de mais fácil operacionalização que a estimação direta das funções distâncias. E como os resultados obtidos são bastante similares, adota-se aqui este procedimento.

O índice de Malmquist pode ser calculado de várias formas (Caves *et al.* 1982). O procedimento aqui adotado, conforme já mencionado anteriormente, utiliza a técnica paramétrica de fronteira estocástica para estimação da fronteira de produção, (1), e da equação de ineficiência técnica, (2), ambas definidas na seção 3.1, obtendo-se as quatro funções distância necessárias, conforme a definição dada em (4): $D_0^t(x^t, y^t)$, $D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$, $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ e $D_0^{t+1}(x^t, y^t)$.⁷

3 Mecanismos de Influência do Capital Humano sobre o Crescimento Econômico: Modelos Econométricos

3.1 A Abordagem da Função de Produção

De acordo com a abordagem de Lucas (1988), seguida pela versão neoclássica adotada por Mankiw, Romer e Weil (1992) – MRW - dentre outros, o capital humano pode ser incluído na função de produção como um insumo adicional:

$$y_{i,t} = f(A_{i,t}, K_{i,t}, L_{i,t}, h_{i,t}) \quad (6)$$

onde: $y_{i,t}$ é o produto, $A_{i,t}$ representa o estado da tecnologia, $L_{i,t}$ é o trabalho, $K_{i,t}$ é o capital, $h_{i,t}$ é o capital humano e i e t são os subscritos relativos à unidade de produção e ao tempo, respectivamente.

Adota-se, neste trabalho, a especificação da função de produção expressa na forma proposta por Mincer (1974) que considera a existência de apenas um tipo de trabalho na economia cuja habilidade varia em função do nível educacional alcançado. Essa especificação, na qual o capital humano é introduzido na função de produção na forma exponencial, foi confrontada recentemente por Ferreira, Issler e Pessôa (2004) com o modelo usado por MRW, em que o capital humano é expresso em nível. Usando o método Box-Cox, rejeitam esta última especificação em favor da primeira, em um painel de 95 países em vários estágios de desenvolvimento, no período 1960-1985. Este resultado foi determinante para a escolha do formato usado neste trabalho, quer para amostra ampla quer para as amostras de países classificados segundo os níveis de desenvolvimento. Ressalte-se que nas estimações usando essas amostras recai a atenção trabalho grande parte da atenção desse ensaio.

Estima-se, então, a seguinte função de produção:

$$Y_{i,t} = A_{i,t} K_{i,t}^\alpha (\exp(\phi h_{i,t}) L_{i,t} \exp(g \cdot t))^\beta \exp(\varepsilon_{i,t}) \quad (7)$$

onde: $A_{i,t}$, $K_{i,t}$, $L_{i,t}$, $h_{i,t}$, i e t têm o mesmo significado que em (6); g representa o progresso técnico exógeno e supõe-se que o nível de habilidade de um trabalhador com h anos de escolaridade é $\exp(\phi h)$, mais elevado do que o de um trabalhador sem qualquer instrução. Na especificação da função de produção, há um particular interesse sobre o parâmetro ϕ que é interpretado como a porcentagem de

⁷ No cálculo das funções distância, fazem-se quatro rodadas de estimações, adequando-se os dados de cada uma delas às definições requeridas pela equação (5).

crescimento na renda decorrente de um ano adicional de estudo formal. Mincer (1974) Considera-se a tendência linear para manter o formato original utilizado por Mincer (1974).

Normalizando pelo fator trabalho $L_{i,t}$ e aplicando-se logaritmo, a equação (7) passa a ter o formato final objeto de estimação:

$$\ln y_{i,t} = \ln A_{i,t} + \alpha \ln k_{i,t} + \beta \phi h_{i,t} + (\alpha + \beta - 1) \ln L_{i,t} + \beta g \cdot t + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

onde: A_i é o componente invariante no tempo, sendo específico ao país, i . Além disso, deve-se observar que, nesse formato da função de produção, o coeficiente da variável $\ln L_{i,t}$ mede o seu grau de homogeneidade

O componente do choque de produtividade, $\varepsilon_{i,t}$, segue, por hipótese, um processo autorregressivo AR (1). Nesse sentido, ele é modelado como:

$$\varepsilon_{i,t} = \rho \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (9)$$

onde $\eta_{i,t}$, por suposição, tem distribuição normal com média zero e variância constante.

4.2 Progresso Técnico Endógeno, Abordagens de Romer e Nelson-Phelps e Convergência

Os efeitos do capital humano na geração de inovação tecnológica (Romer, 1990), e no processo de difusão do progresso técnico, (Nelson-Phelps, 1966), são examinados por meio da relação proposta por Benhabib e Spiegel (1994), sendo que agora adaptada à estimação de dados em painel⁸:

$$\Delta \ln A_{i,t} = \eta + \phi h_{i,t} + \vartheta h_{i,t} \cdot \left(\frac{y_{\max,t}^* - y_{i,t}}{y_{i,t}} \right) + \varepsilon_{i,t} \quad (10)$$

onde: $h_{i,t}$ é o capital humano por trabalhador, $y_{\max,t}^*$ constitui o nível de produto *per capita* do país com maior magnitude dessa variável no ano da observação, $y_{i,t}$ é o produto *per capita* do país analisado e $\varepsilon_{i,t}$ a medida do erro. Deve-se destacar que na estimação de (10) a variável dependente, $\Delta \ln A_{i,t}$, é medida como variação do progresso técnico, e não variação na PTF como se tornou tradicional na contabilidade do crescimento, cuja série é derivada da decomposição do índice de produtividade de Malmquist, sendo este construído a partir da estimação da fronteira estocástica de produção expressa por (11) e (12). Trata-se, portanto, do efeito puro de deslocamento da fronteira de produção no tempo.

A equação (10) constitui na verdade um modelo de crescimento endógeno em que o capital humano, $h_{i,t}$ e o *gap* tecnológico, $\left(\frac{y_{\max,t}^* - y_{i,t}}{y_{i,t}} \right)$, são os mecanismos impulsionadores do crescimento econômico por meio do progresso técnico, o qual é um componente da PTF. Ou seja, o capital humano é o fator determinante do progresso técnico gerado endogeneamente - segundo termo de (10) - (Romer, 1990) e da capacidade dos países absorverem tecnologia gerada por outros países, notadamente por aqueles situados na fronteira tecnológica - terceiro termo de (10) - (Nelson e Phelps, 1966). Nesse sentido, o componente da equação devido a Nelson e Phelps, a variável de interação entre o capital humano e o *gap* tecnológico, constitui uma medida que fornece indicação de ocorrência de convergência condicional à disponibilidade desse fator.⁹

⁸ As estimações realizadas por Benhabib e Spiegel (1994) referem-se a dados de países na forma de um corte transversal.

⁹ Deve-se mencionar que, em virtude do *gap* ser determinado pelo tamanho do produto (numa relação inversa), não se descarta a possibilidade de ocorrência de simultaneidade com a fronteira estocástica.

3.3 A Fronteira Estocástica de Produção e a Medida do Progresso Técnico

A forma funcional da fronteira estocástica utilizada na estimação das funções distância foi determinada por meio de um teste de adequação à amostra de dados. Considerou-se a a Cobb-Douglas, que apresenta propriedades restritivas, em contraposição a uma forma menos restritiva expressa pela função translog.¹⁰

A especificação adotada é a seguinte:

$$y_{it} = \beta_{if} + \beta_t t + \beta_{tt} t^2 + \sum_{j=1}^2 \beta_j x_{jit} + \sum_{j=1}^2 \sum_{h=1}^2 \beta_{jh} x_{jit} x_{hit} + \sum_{j=1}^2 \beta_{jtt} x_{jit} t + v_{it} - u_{it} \quad (11)$$

onde a ineficiência técnica de produção u_{it} é modelada como:

$$u_{it} = z_{it} \mathbf{d} + w_{it} \quad (12)$$

A variável y é o log do produto e x é um vetor dos logaritmos de dois fatores de produção considerados, trabalho e capital físico, ($j, h = L, K$). O capital humano não entra na especificação da fronteira de produção, de modo que as medidas relativas à variação técnica não sejam afetadas pela inclusão dessa variável, podendo-se, com isso, testar a abordagem de Nelson-Phelps. No caso dos β_{if} , estes incorporam ao modelo efeitos fixos com o objetivo de capturar heterogeneidades não observadas na amostra de países, principalmente relacionadas às diferenças iniciais nos níveis tecnológicos. Além disso, utiliza-se uma tendência determinística na fronteira de produção seguindo um procedimento usual nos trabalhos que utilizam essa metodologia, embora se reconheça a possibilidade de ocorrência de tendência de natureza estocástica, o que deve ser verificado por meio de testes específicos. As mudanças tecnológicas são especificadas como um insumo adicional (tendência t), representando a taxa de progresso técnico ou o deslocamento da função de produção ao longo do tempo. Essa especificação considera o progresso técnico como não-neutro.

Deve-se salientar, por outro lado, que os parâmetros estimados para as equações (11) e (12), fronteira estocástica de produção e equação de ineficiência técnica, são os mesmos para todos os países na suposição de que a tecnologia é dada e disponível a todos eles, diferindo apenas pelos interceptos, a fim de possibilitar a comparação do desempenho de todos eles.

A adoção da hipótese de retornos constantes de escala na fronteira de produção (11) foi adotada tendo como base o procedimento seguido por Färe et al. (1994) na construção do índice de Malmquist, o que implica as seguintes restrições sobre os parâmetros dessa função: $\beta_K + \beta_L = 1$, $\beta_{KK} + \beta_{KL} = 0$, $\beta_{KL} + \beta_{LL} = 0$ e $\beta_{Kt} + \beta_{Lt} = 0$.

Na equação de ineficiência técnica (14), a escolha das variáveis, que compõem o vetor z_{it} , decorreu do interesse em se examinar os efeitos sobre a ineficiência técnica de um conjunto de variáveis macroeconômicas cujo comportamento é reconhecidamente influenciado pela política econômica e pelas especificidades locais de cada país. Além disso, incluíram-se variáveis *dummies* para a América Latina e África com o propósito de quantificar o efeito das diferenças iniciais sobre os níveis de ineficiência dessas regiões. Examinou-se também o efeito de uma quebra estrutural sobre a ineficiência técnica no ano de 1973, quando da ocorrência do choque do petróleo, por meio da inclusão de duas medidas de tendência. De outro lado, a disponibilidade de dados constituiu fator determinante da seleção final. Essas variáveis são especificadas a seguir:

z_{1t} - representa uma variável *dummy* para os países pobres;

z_{2t} - variável *dummy* para países de renda média;

¹⁰ A função de produção translog é uma forma funcional mais flexível e apresenta a propriedade de se constituir em uma aproximação local para qualquer fronteira de produção. Alguns estudos empíricos têm examinado a especificação mais adequada para a análise de fronteira estocástica de produção. Nesse sentido, por exemplo, Kneller e Stevens (2003) rejeitam a especificação da função de produção agregada na forma Cobb-Douglas em favor da translog e sugerem uma especificação para estudos empíricos envolvendo amostras de países.

z_{3t} - constitui uma tendência para capturar os efeitos comuns sobre a ineficiência técnica dos países no período de 1960-1973;

z_{4t} - refere-se a uma tendência para o período 1973-1990;

z_{5t} - gastos de consumo do governo;

z_{6t} - é o desvio do nível de preços local em relação à paridade do poder de compra (PPP), tomando-se os Estados Unidos da América como país de referência. A sua inclusão tem como objetivo controlar os efeitos das políticas de comércio que implementam desvalorizações no câmbio real sobre a ineficiência técnica. Um crescimento nos desvios dos preços locais em relação à PPP significa desvalorização no câmbio real (Miller e Upadhyay, 2000);

z_{7t} - é o grau de abertura, medido pelo valor da soma das importações e exportações em relação ao produto interno bruto de cada país. Espera-se, em geral, que economias mais abertas tenham maior acesso à importação de bens intermediários mais baratos, uma maior penetração a amplos mercados e a tecnologias mais avançadas (Miller e Upadhyay, 2000).¹¹

4 Dados Amostrais, Estimação e Resultados

4.1 Dados Amostrais

Os dados foram extraídos das seguintes fontes: *Penn World Table 6.1 (PWT 6.1)*, (Heston, Summers e Aten, 2002)¹², *World Development Indicators (WDI)*, fornecido pelo Banco Mundial (BIRD) e Barro e Lee (2000). Esses bancos de dados internacionais são amplamente referenciados em estudos empíricos, notadamente sobre o crescimento econômico, uma vez que as informações disponíveis são sistematizadas de acordo com metodologias que possibilitam a comparabilidade entre diferentes economias. As fontes de dados e as variáveis utilizadas são as seguintes:

a.) PWT6.1: as séries de produto (RGDPCH - Real GDP *per capita* – Constant price: chain series e RGDPWOK - Real GDP chain per worker), grau de abertura (OPENK – Openness in Constant prices), gastos do governo (Kg – Government share of RGDL – Real GDP per capita – constant price Laspeyres), população (POP), desvio dos preços em relação à PPP (P – Price level of Gross Domestic Product – US = 100), trabalho (obtido por cálculo com o uso das variáveis: RGDPCH, RGDPWOK e POP);

b.) WDI: capital (KAPW – Capital per worker);

c.) Barro e Lee: capital humano ($h_{i,t}$ – série relativa ao número médio de anos completados de educação formal pela população com mais de 15 anos de idade, ajustada para a frequência anual por meio de interpolação).¹³

Na estimação da fronteira estocástica, em vez do procedimento tradicional de considerar essas variáveis sob a forma de taxas de variação, utilizam-se os dados das séries em nível. Justifica-se esse procedimento pelo fato de que o uso de preços internacionais para ajustar as diferenças no poder de compra das moedas dos vários países tende a superestimar as taxas de crescimento dos países ricos e a subestimar as dos países mais pobres. Assim, evita-se a introdução de viés nos dados e, em consequência, sobre as estimações (Nuxoll, 1994).

Os modelos especificados neste trabalho são aplicados para uma amostra de dados anuais composta de 68 países no período compreendido entre os anos de 1960 e 1990, distribuídos, conforme a classificação do Banco Mundial, da seguinte forma: 23 países ricos, 28 países de renda média e 17 países

¹¹ Há várias formas de medir a variável denominada de grau de abertura: através do grau de proteção tarifária, de taxas de câmbio no mercado paralelo, de indicadores de regimes de política comercial, etc. Optou-se pelo uso da medida tradicional, que expressa uma relação entre o total das exportações mais importações e o produto interno bruto, tendo em vista a disponibilidade de dados anuais para a amostra de países na PWT 6.1. Para uma discussão mais aprofundada vejam-se Rodríguez e Rodrik (2000) e Söderbom e Teal (2001).

¹² A Penn World Table 6.1 consiste em uma atualização, que se encontra em andamento, da versão PWT 5.6.

¹³ Os dados de educação de Barro e Lee são apresentados originalmente em intervalos de 5 anos. Ferreira, Issler e Pessoa (2004), que usaram a interpolação da série para transformá-la em frequência anual, afirmam que, embora tal procedimento possa induzir a erros de medida no capital humano, o problema é relativamente pouco significativo dada a previsibilidade do comportamento da referida variável. Ademais, realizaram estimações usando as séries originais em intervalos de 5 anos e os resultados são muito próximos aos obtidos com a variável interpolada.

pobres. A amostra é constituída de 2108 observações das variáveis consideradas sob a forma de um painel balanceado.

Os dados foram os mesmos usados em Bittencourt e Marinho (2004) com a adição da variável capital humano. Como alguns países da referida base de dados não dispõem de informações tanto de capital físico quanto de capital humano para o ano de 1960, notadamente os países em desenvolvimento, houve a definição no tamanho da amostra para o total de 68 países. Em relação ao estabelecimento do limite superior para as variáveis no ano de 1990, esse procedimento decorreu do fato de que não há, a partir de então, informações sobre capital para os países.

Preferiu-se, portanto, dados disponíveis da série de capital a adotar um procedimento bastante comum, e de certo modo arbitrário pelas suposições feitas quanto à taxa de depreciação e informações sobre investimento, de construção de séries dessa variável utilizando a técnica de inventário. Dessa forma, o cruzamento dos dados relativos às variáveis denominadas de capital humano e capital físico constituiu o fator determinante na definição do tamanho da amostra de países e também do período de observação.

4.2 Estimções e Resultados

4.2.1 *Função de Produção Minceriana*

Antes da definição do método de estimação a ser adotado para a função de produção, alguns testes foram realizados no painel de dados visando identificar possíveis problemas econométricos que resultassem em estimativas viesadas e inconsistentes dos parâmetros. Duas preocupações iniciais referem-se à possibilidade de ocorrência de heteroscedasticidade e correlação serial no painel.

Dessa forma, procedeu-se inicialmente à verificação desses dois problemas. No exame da heteroscedasticidade, adotou-se o teste da Razão de Verossimilhança a partir da estimação do modelo usando Mínimos Quadrados Generalizados e supondo como hipótese nula um modelo homoscedástico. O resultado foi pela rejeição desta hipótese. Assim, a heteroscedasticidade deve ser considerada na estimação.

Na verificação da autocorrelação, utilizou-se o teste proposto por Wooldridge (2000) que examina existência de autocorrelação de primeira ordem no painel. O resultado também rejeita a hipótese de inexistência de autocorrelação, a qual deve, portanto, ser considerada como fator relevante na escolha do método de estimação.

Uma crítica muito comum na estimação de funções de produção refere-se à endogeneidade das variáveis. Esse problema é bastante presente principalmente nas estimções de funções de produção no âmbito da microeconomia. O argumento da endogeneidade sugere que a relação entre o produto e os fatores de produção está sujeita a um processo de causalidade, pois a estimação da uma função de produção deve ser tratada como a estimação de um sistema de equações simultâneas, envolvendo também as condições de primeira ordem.

O teste de endogeneidade, em sua essência, envolve a estimação por meio da técnica de variáveis instrumentais, verificando-se se variáveis independentes são determinadas endogeneamente no sistema ou podem ser consideradas como predeterminadas. A fim de se testar a endogeneidade, uma variável como instrumento com as características de uma variável predeterminada tem que ser estimada primeiro. Hausman (1983) sugere o uso de variáveis defasadas como variáveis instrumentais. As variáveis instrumentais utilizadas no teste consistiram dos valores defasados das variáveis explicativas até a terceira defasagem.

Usando os testes propostos por Davidson e McKinnon (2004) e baseados em Wu (1973) e Hausman (1978), (WH), que é se caracteriza por um teste F de significância conjunta em um modelo irrestrito, e, também, em Durbin (1954), Wu (1973) e Hausman (1978)¹⁴, (DWH), definido como um teste qui-quadrado, examinou-se a ocorrência de endogeneidade nos fatores de produção utilizados na estimação da função de produção e o resultado foi pela rejeição de capital físico, capital humano e

¹⁴ De acordo com Staiger e Stock (1997), a versão de Durbin do teste de endogeneidade, versão DWH, apresenta uma grande vantagem sobre a versão WH, de Wu (1973) e Hausman (1978), pelo fato de ter performance superior quando os instrumentos usados são considerados fracos.

trabalho como variáveis endógenas (P-value de 1,0, em ambos os testes para os três fatores de produção considerados, tendo como hipótese nula a declaração de serem as mencionadas variáveis exógenas).

O passo seguinte foi examinar se o modelo comportaria efeitos fixos ou efeitos aleatórios. Utilizou-se o teste de especificação de Hausman (1978) e os resultados rejeitam folgadoamente a hipótese de efeitos aleatórios (P-value de 0,0) em favor de efeitos fixos. Acrescentou-se um teste de Wald para as hipóteses de efeito comum *versus* efeitos fixos e novamente estes últimos foram aceitos, configurando, portanto, que há diferenças significativas de produtividade entre os países da amostra (P-value de 0,0).

Deve-se observar que todos os painéis utilizados nas estimações foram submetidos ao conjunto de testes especificados anteriormente à exceção apenas do teste de endogeneidade que evidentemente envolveu o painel da amostra ampla. E em todos as situações ocorreu a presença de heteroscedasticidade expressa na forma proporcional às variáveis explicativas e autocorrelação de primeira ordem no painel. O modelo de efeitos fixos também foi unanimidade nos testes, determinando a adoção de variáveis *dummies* para capturar tais efeitos.

Em face disso, optou-se pela estimação dos modelos de função de produção por meio de dois métodos: o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para estimação em painel, usando o estimador da variância de Eicker (1967), Huber (1981) e White (1980) em lugar do cálculo tradicional¹⁵, e o método de Mínimos Quadrados Generalizados Factível completo (MQGF), também conhecido como estimador de Prais-Winsten, que leva em consideração tanto a autocorrelação como a heteroscedasticidade na estimação dos parâmetros. As estimativas dos parâmetros em ambos os métodos de estimação aproximaram-se bastante, mas optou-se pelo MQO por apresentar menores magnitudes dos seus desvios padrão. As estimativas dos parâmetros das equações (8) e (9) são apresentadas na Tabela 1.

Na amostra ampla, constata-se que a estimativa da variável capital humano mostra-se consistente com a proposição dos defensores da abordagem do capital humano influenciando o crescimento econômico por meio do processo de sua acumulação. Neste caso, o capital humano constitui um fator de produção relevante no processo produtivo. Os resultados obtidos são ainda consistentes e bastante próximos daqueles estimados por Ferreira, Issler e Pessoa (2004). Esses autores encontram valores para $\alpha = 0.4306$, $\beta = 0.4501$, $\phi = 0.0909$ e $g = 0.0221$, e retornos de escala médio no período de $- 0.1193$.

TABELA 1 - ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA FUNÇÃO DE PRODUÇÃO

| Variáveis Explicati | Amostra Ampla | Países Desenvolvidos | Países de Renda Média | Países Pobres |
|------------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|
| | MQO | MQO | MQO | MQO |
| $\ln k_{i,t}$ | 0.4596 (0.0149) | 0.6504 (0.0174) | 0.6086 (0.0196) | 0.2788 (0.0205) |
| $h_{i,t}$ | 0.0401 (0.0072) | 0.0174 (0.0067) | 0.0023* (0.0100) | 0.1176 (0.0212) |
| $\ln L_{i,t}$ | -0.0812 (0.0076) | 0.2272 (0.0634) | -0.1271 (0.0613) | -0.2628 (0.1285) |
| t | 0.0046 (0.0009) | -0.0017 (0.0013) | 0.0015* (0.0015) | 0.0077 (0.0032) |
| ρ | 0.8567 | 0.8259 | 0.8721 | 0.8131 |

Observação:

O MQO utilizado é robusto nos desvios-padrão. Os valores de ρ foram obtidos por meio do Método de Mínimos Quadrados Generalizados (MMQG).

* Não significativos nos níveis de significância usuais.

As magnitudes desses mesmos parâmetros, obtidas a partir da estimação dos coeficientes da equação (Tabela 1), considerando como referência o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), são de $\alpha = 0.4596$, $\beta = 0.4592$, $\phi = 0.0873$ e $g = 0.01$, e a medida de retornos decrescentes de escala tem seu valor expresso pelo coeficiente da variável $\ln L$, $- 0.0812$, mostrando, portanto, muitas semelhanças

¹⁵ Nessa estimação, utiliza-se o comando *ivreg2*, no programa STATA 8.1.

com os valores obtidos em Ferreira *et al.* (2004).¹⁶ Além disso, observa-se uma grande proximidade nos valores encontrados nas estimativas dos parâmetros nos dois métodos usados. Na estimação do parâmetro ϕ , que é interpretado como a porcentagem de crescimento na renda decorrente de um ano adicional de estudo formal, Mincer (1974) obteve 10%. A estimativa aqui obtida é de 8,73%.

Nas estimações realizadas para os grupos de países, todos os valores obtidos para a variável capital humano apresentam o sinal consistente com o esperado, mas há diferenças importantes entre eles, que devem ser destacadas. Os países agrupados na categoria de renda média mostram um resultado não significativo nas variáveis capital humano e tempo quando a estimação adota o MQO e, quando é utilizado o MQGF, a primeira variável continua não significativa e, agora, o logaritmo do trabalho assume o lugar da variável tempo também como não significativa¹⁷. A função fica assemelhando-se a uma Cobb-Douglas convencional. Em relação aos países desenvolvidos e pobres, todas as variáveis estimadas apresentam-se significantes e têm sinais idênticos, com exceção para os retornos de escala, que nos primeiros é crescente enquanto que para os últimos é decrescente, coincidindo neste caso, com o resultado obtido para a amostra ampla de países.

Conclui-se, portanto, que efetivamente o capital humano tem efeito de nível importante para o crescimento econômico, com exceção dos países de renda média. Deve-se, no entanto, observar que, em relação às amostras dos outros países, considerados de renda média, na classificação do Banco Mundial, é a mais heterogênea, pois incorpora países com níveis de renda que vão desde média baixa até média alta.

4.2.2 *Fronteira de produção estocástica, testes de adequação e índice de produtividade de Malmquist*

Neste tópico, apresentam-se os resultados da estimação da fronteira estocástica de produção, equação e o resumo, na forma de valores médios por período, da decomposição do índice de produtividade de Malmquist. Conforme já esclarecido anteriormente, a estimação da fronteira de produção teve como finalidade a obtenção das funções distância e a geração das séries de variação técnica. As estimativas dos parâmetros da fronteira estocástica de produção, equações (11) e (12), encontram-se apresentadas na Tabela 2.

Os sinais positivos dos parâmetros β_t e β_{tt} refletem a ocorrência de progresso tecnológico num ritmo de aceleração positiva, mas de baixa intensidade para o conjunto de países da amostra. Em relação ao indicador de ineficiência técnica, γ , o valor estimado foi de 0,98, sendo estatisticamente significativo, de onde se conclui que a maior parcela da variância total deveu-se à ocorrência de ineficiência técnica. Ou seja, que 98% da variância total é explicada pela variância do termo da ineficiência técnica. Isto mostra a importância de se incorporar um modelo de ineficiência técnica à fronteira de produção.

Em relação aos parâmetros das variáveis da ineficiência técnica, sua estimação foi feita de modo simultâneo aos parâmetros da fronteira de produção e suas estimativas também são apresentadas na Tabela 2. A maioria dos parâmetros estimados apresenta-se estatisticamente significantes no nível de 5%. As exceções são as variáveis consumo do governo e desvios dos preços locais em relação à PPP, os quais se mostraram não significantes.

Dois aspectos interessantes no modelo de ineficiência chamam a atenção. O primeiro é o fato de que a inclusão de *dummies* para identificar os países pobres e de renda média tem um efeito de elevação nos níveis de ineficiência e, segundo, as tendências incluídas para identificar os períodos 1960-1973 e 1973-1990 mostram claramente que houve uma quebra estrutural no ano de 1973, quando ocorreu a inversão de uma tendência de convergência dos níveis de ineficiência, passando a predominar a partir de então uma tendência a um crescimento geral de ineficiência. A razão para esse fenômeno foi obviamente o choque de petróleo ocorrido precisamente nesse ano.

¹⁶ Ferreira, Issler e Pessoa (2004) mencionam vários estudos empíricos para diferentes amostras e intervalos de tempos com variações muito pequenas em alguns desses parâmetros como, por exemplo, a elasticidade do capital α (entre 0.33 e 0.43) e a taxa de retorno de um ano adicional de escolaridade ϕ (entre 6.8% na OECD e 10,1% no resto do mundo).

¹⁷ Usa-se 5% como padrão para o intervalo de significância.

Na Tabela 3 são apresentados alguns testes estatísticos construídos com a finalidade de se verificar a consistência de hipóteses específicas relacionadas à função fronteira de produção adotada no modelo empírico. A primeira hipótese nula refere-se ao teste de adequação do modelo Cobb-Douglas relativamente à forma funcional menos restritiva expressa pela translog, na equação (11). Assim, testa-se a hipótese de que todos os coeficientes de segunda ordem e os coeficientes dos produtos cruzados são todos iguais a zero. O valor da razão de verossimilhança, 72.86, supera o valor crítico da estatística $c_{(6)}^2$ com nível de significância de cinco por cento à direita. Com isso, rejeita-se a especificação na forma de uma função Cobb-Douglas em favor do modelo translog especificado.

TABELA 2 – ESTIMATIVAS DOS PARÂMETROS DA FRONTEIRA ESTOCÁSTICA DE PRODUÇÃO

| PARÂMETROS/VARIÁVEIS | ESTIMATIVA | VALOR-t |
|--|------------|---------|
| $\beta_{\tau}(t)$ | 0,02 | 6,69 |
| $\beta_{\tau\tau}((1/2)t^2)$ | 0,00 | 2,29 |
| $\beta_K(\ln K)$ | -0,06 | -0,81 |
| $\beta_{Kt}(t \ln K)$ | 0,00 | -5,68 |
| $\beta_L(\ln L)$ | 1,06 | 15,34 |
| $\beta_{Lt}(t \ln L)$ | 0,00 | 5,68 |
| $\beta_{KK}((1/2) \ln K \ln K)$ | 0,07 | 8,71 |
| $\beta_{KL}(\ln K \ln L)$ | -0,07 | -8,71 |
| $\beta_{LL}((1/2) \ln L \ln L)$ | 0,07 | 8,71 |
| δ_0 (intercepto) | -1,58 | -3,24 |
| δ_1 (Z_1 – variável dummy para os países pobres) | 0,91 | 3,61 |
| δ_2 (Z_2 – variável dummy para os países de renda média) | 0,77 | 3,40 |
| δ_3 (Z_3 – tendência para o período 1960 - 1973) | -0,03 | -2,34 |
| δ_4 (Z_4 – tendência para o período 1973–1990) | 0,01 | 2,78 |
| δ_5 (Z_5 – gastos de consumo do governo) | 0,14 | 0,65 |
| δ_6 (Z_6 – desvios dos preços locais da PPP) | 0,04 | 0,73 |
| δ_7 (Z_7 - grau de abertura) | 0,45 | 4,10 |
| σ_{ε}^2 | 0,09 | |
| γ | 0,98 | |
| Eficiência Média | 0,89 | |
| Log da Função de Verossimilhança | 2010,22 | |

* Os efeitos fixos dos países não são apresentados na Tabela.

TABELA 3 - TESTE DA RAZÃO DE VEROSSIMILHANÇA DOS PARÂMETROS DA FRONTEIRA ESTOCÁSTICA DE PRODUÇÃO

| Teste | Hipótese Nula | Valor de λ | Valor Crítico | Decisão (Nível de 5%) |
|-------|---|--------------------|---------------|-----------------------|
| 1 | $H_0 : \beta_{tt} = \beta_{LK} = \beta_{LL} = \beta_{KK} = \beta_{Kt} = \beta_{Lt} = 0$ | 72,86 | 11,91 | Rejeita H_0 |
| 2 | $H_0 : \gamma = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \dots = \delta_7 = 0$ | 290,54 | 13,40 | Rejeita H_0 |
| 3 | $H_0 : \beta_{1f} = \beta_{2f} = \dots = \beta_{6f} = 0$ | 3646,04 | 55,19 | Rejeita H_0 |
| 4 | $H_0 : t = t^2 = t \ln K = t \ln L = 0$ | 104,09 | 8,76 | Rejeita H_0 |
| 5 | $H_0 : t^2 = t \ln K = t \ln L = 0$ | 3674,29 | 55,19 | Rejeita H_0 |

Observações: (1) λ : teste estatístico da razão de verossimilhança no qual $\lambda = -2\{\log[\text{verossimilhança}(H_0)] - \log[\text{verossimilhança}(H_1)]\}$. Este teste tem uma distribuição aproximadamente qui-quadrado com graus de liberdade iguais ao número de restrições independentes. A distribuição assintótica dos testes de hipóteses envolve um parâmetro g que se caracteriza por possuir uma distribuição qui-quadrado mista cujos valores críticos são obtidos na Tabela 1 de Kodde e Palm (1986), p. 1246.

(2) O teste n° 5 corresponde ao formato da translog proposta por Kneller e Stevens (2002) para experimentos envolvendo medidas de produtividade para dados agregados.

O segundo teste considera como hipótese nula a ausência de efeitos de ineficiência técnica na fronteira de produção relativamente à amostra considerada. O resultado informa que essa hipótese é rejeitada pelos dados, ou seja, deve-se considerar no modelo os efeitos de ineficiência técnica.

O terceiro teste tem como hipótese nula a existência de efeitos comuns e hipótese alternativa efeitos fixos. O resultado rejeita a hipótese de que o modelo deve ser estimado com efeitos comuns. Trata o referido teste, dito de outra forma, de verificar a ocorrência de grandes diferenças de produtividade entre os diferentes países da amostra, o que efetivamente é o caso.

O quarto teste examina a estabilidade da fronteira de produção com relação à variável tempo, que configura a presença ou não de progresso tecnológico, no período analisado. O resultado do teste rejeita a hipótese nula de que não houve progresso técnico em nenhuma das formas conhecidas.

Por fim, no quinto teste, define-se como hipótese nula a especificação da translog sugerida por Kneller e Stevens (2002) para fundamentar estudos de produtividade a qual é folgadoamente rejeitada pelos dados.

Na Tabela 4, apresentam-se as decomposições do índice de Malmquist considerando apenas os valores médios para subperíodos em intervalos de tempo de cinco anos e para o período integral 1960-1990. Os dados originais de variação técnica é que constituirão a base das estimações do próximo tópico com vistas ao exame da contribuição do capital humano de forma indireta para o crescimento econômico, quer no desenvolvimento de nova tecnologia quer no processo de difusão tecnológica.

Observa-se que os países pobres apresentaram uma taxa de variação técnica média anual, em todo o período superior aos demais grupos de países, em torno de 1.8% ao ano. Os países desenvolvidos tiveram 0.43% ao ano de variação técnica e os países de renda média cerca de 1.5%. Deve-se ressaltar a importância de verificar-se a contribuição do *gap* tecnológico entre os países ricos e os demais como fator determinante desses desempenhos.

TABELA 4 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIACÃO DO ÍNDICE DE PRODUTIVIDADE DE MALMQUIST
CRESCIMENTO MÉDIO ANUAL (%)

| Período | Grupos de Países | | |
|--------------------------------------|---------------------------------------|-------------|--------|
| | Desenvolvidos | Renda Média | Pobres |
| | Produtividade Total dos Fatores - PTF | | |
| 1960 - 1965 | 0,461 | -0,440 | -1,482 |
| 1965 - 1970 | 0,194 | -0,228 | -1,228 |
| 1970 - 1975 | -0,017 | 0,064 | 0,104 |
| 1975 - 1980 | 0,446 | 0,699 | 2,167 |
| 1980 - 1985 | 1,126 | 2,110 | 4,352 |
| 1985 - 1990 | 1,419 | 4,637 | 4,980 |
| 1960 - 1990 | 0,653 | 1,206 | 1,428 |
| Variação de Eficiência Técnica - VEF | | | |
| 1960 - 1965 | 1,225 | 0,901 | 0,675 |
| 1965 - 1970 | 0,240 | 0,339 | 0,347 |
| 1970 - 1975 | -0,359 | -0,166 | -0,233 |
| 1975 - 1980 | -0,467 | -1,035 | -0,876 |
| 1980 - 1985 | -0,403 | -2,287 | -0,220 |
| 1985 - 1990 | 0,405 | -0,003 | -1,775 |
| 1960 - 1990 | 0,219 | -0,242 | -0,305 |
| Variação Técnica - VT | | | |
| 1960 - 1965 | -0,740 | -1,310 | -2,125 |
| 1965 - 1970 | -0,038 | -0,307 | -1,475 |
| 1970 - 1975 | 0,349 | 0,249 | 0,407 |
| 1975 - 1980 | 0,923 | 1,776 | 3,166 |
| 1980 - 1985 | 1,538 | 4,527 | 4,656 |
| 1985 - 1990 | 1,013 | 4,675 | 6,928 |
| 1960 - 1990 | 0,437 | 1,460 | 1,767 |

4.2.3 Capital humano, progresso técnico endógeno e difusão tecnológica

Os resultados obtidos com a estimação da equação especificada em Benhabib e Spiegel (1994), por MMQ, estão apresentados na Tabela 5. Consta-se que a variável capital humano, primeira linha da referida tabela, é significativa no nível de 5% em todas as amostras usadas e que todos os sinais são positivos, indicando, portanto, a importância desse fator como fonte do processo de geração de tecnologia.

TABELA 5 - ESTIMATIVA DOS EFEITOS DO CAPITAL HUMANO SOBRE O PROGRESSO TÉCNICO

| Variáveis Explicativas/ Parâmetros | Amostra Ampla | Países Desenvolvidos | Países de Renda Média | Países Pobres |
|---|--------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|
| | MQO | MQO | MQO | MQO |
| $h_{i,t}$ | 0.0152 (0.0009) | 0.0078 (0.0007) | 0.0181 (0.0014) | 0.0227 (0.0057) |
| $h_{i,t} \cdot \left(\frac{y_{\max} - y_{i,t}}{y_{i,t}} \right)$ | 0.0019 (0.0002) | -0.0004* (0.0005) | 0.0030 (0.0004) | 0.0014 (0.0004) |
| ρ | 0.2739 | 0.2188 | 0.3364 | 0.0816 |

* Não significativo nos níveis de significância usuais.

Os valores de ρ foram estimados com a utilização do Método de Mínimos Quadrados Generalizados (MMQG).

No caso do componente que especifica o processo de difusão tecnológica e o *catch-up*, sugerido por Nelson e Phelps (1966)¹⁸, observa-se que na amostra ampla, composta de todos os países, há efetivamente um efeito positivo resultante da interação entre o capital humano e a extensão do *gap* existente entre os países que ocupam a liderança tecnológica e os seguidores. Quanto às estimativas para os grupos de países, classificados de acordo com o seu padrão de desenvolvimento, mostram que os mais avançados não se beneficiam do processo de difusão e do *catch-up*, uma vez que o componente usado para medir tal efeito, segunda linha na Tabela 5, não é estatisticamente significativo em nenhum dos dois métodos de estimação usados. Já os dois outros grupos de países são positivamente beneficiados pelo mencionado processo.

Benhabib e Spiegel (*ibid.*), utilizando regressões de corte transversal, obtêm resultados que parecem indicar que o componente de difusão e *catching-up* não apresenta importância para os países mais ricos. Deve-se ressaltar, no entanto, que no caso desses autores a amostra dos países ricos pode estar fortemente condicionada pelo nível de renda inicial adotado, a qual se baseou no ano de 1965.

Em resumo, as estimativas realizadas mostram que o processo de inovação tecnológica é positivo e fortemente influenciado pelo estoque de capital humano em todos os grupos de países investigados, enquanto a difusão tecnológica e o *catching-up*, efeitos sugeridos por Nelson e Phelps (*ibid.*), beneficiam apenas os países seguidores.

Outro aspecto relacionado com o processo de *catching-up* e que tem sido objeto de muita investigação empírica diz respeito à hipótese da convergência absoluta. Nos modelos de crescimento, baseados na tradição neoclássica, a atenção é toda dedicada às relações entre distribuição de renda, acumulação de capital e crescimento econômico. Como, por suposição, a tecnologia é considerada um bem público e, portanto, livremente disponível para os países que dela desejam fazer uso, nenhuma atenção é destacada nesses modelos ao papel desempenhado por ela na suas relações com distribuição de renda e crescimento.

A abordagem do *gap* tecnológico, por outro lado, reconhece que embora o processo tecnológico possa ter algumas características de bem público ele está fortemente enraizado nas estruturas organizacionais e que a transferência de tecnologia constitui um processo bastante complexo e não se dá

¹⁸ Na construção da medida do *gap* tecnológico, em alguns anos, a Suíça apresenta renda *per capita* superior à dos Estados Unidos.

de forma automática. Além disso, fatores condicionantes locais, também de natureza institucional entre os quais se destaca a disponibilidade de capital humano determinam a capacidade de absorção tecnológica e a velocidade com que é manifestada. Dessa forma, as diferenças nos padrões tecnológicos vão marcar fortemente os diversos níveis de renda *per capita* observados nos países.

5 Conclusões

A importância do capital humano como um fator estratégico para o crescimento econômico já constitui uma tradição na literatura econômica. No entanto, ainda persistem as discussões sobre os canais pelos quais essa influência se exerce. Duas principais linhas de pesquisa, aparentemente antagônicas, predominam entre os estudos empíricos. Ambas situam-se no âmbito da teoria de crescimento endógeno, sendo que uma delas, iniciada por Lucas (1988), fortemente influenciada pela tradição do modelo neoclássico, modela o capital humano na função de produção como qualquer outro insumo do processo produtivo; a outra abordagem, devida a Nelson e Phelps (1966), associa o processo de difusão tecnológica e *catch-up* à disponibilidade de capital humano. Uma terceira abordagem é associada a Romer (1990), também vinculada às novas teorias de crescimento, considera o capital humano como o elemento dinâmico e determinante do processo de inovação tecnológica.

Neste artigo, buscou-se reexaminar as duas últimas abordagens usando o índice de produtividade de Malmquist como base para a verificação empírica. Na verificação do primeiro enfoque, considerou-se uma especificação de função de produção do tipo minceriana. Os resultados das estimações mostram que o capital humano representa um componente importante do crescimento econômico e que sua influência pode-se dar por meio de muitos canais, notadamente dos que aqui foram abordados. Além disso, é importante assinalar que nenhum mecanismo ou abordagem exclui os demais, sendo todos relevantes na explicação da importância do capital humano no processo de crescimento.

Os resultados encontrados na estimação da função de produção mostram que o capital humano constitui um fator produtivo relevante na amostra completa de países e que os retornos da educação situam-se em torno de 8,73% ao ano. Esse valor situa-se bastante próximo ao encontrado por Ferreira *et al.* (2004), que o estimou em torno de 9,09% ao ano. Nas estimações feitas para as amostras compreendendo os países segundo seu nível de desenvolvimento, as estimativas indicam que entre os países desenvolvidos e pobres o capital humano apresenta sinais positivos e significativos, confirmando, assim, o resultado obtido na amostra ampla. Já no caso dos países de renda média o coeficiente estimado da referida variável não resultou significativo, embora seu sinal tenha sido positivo, podendo indicar, uma influência favorável do fator capital humano na função de produção desses países, embora que de fraca intensidade.

Em relação à estimação da equação proposta por Benhabib e Spiegel (1994) para examinar as abordagens inspiradas em Romer (1990) e Nelson e Phelps (1966), os resultados obtidos comprovam efetivamente os efeitos proporcionados pelo capital humano tanto no processo de inovação tecnológica como na difusão da tecnologia a partir dos países identificados como líderes na geração de tecnologia em benefício dos países menos desenvolvidos. Deve-se enfatizar o condicionamento imposto pelo capital humano na efetivação dos dois processos, sendo esse aspecto bastante claro quando se utiliza como regressor a interação entre esse fator e a medida do *gap* tecnológico proposto por Nelson e Phelps (*ibid.*). As estimativas identificam que os países desenvolvidos não se beneficiam da difusão tecnológica, estando esse processo fortemente presente naqueles países com capital humano revestido da qualidade e requisitos necessários ao processo de absorção de conhecimento e de novos padrões tecnológicos.

Referências Bibliográficas

- AGHION, P.; HOWITT, P. *Endogeneous growth theory* : MIT Press, MA, 1999.
- BARRO, J. R. Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-443, 1991.
- _____. Human capital and growth. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 91, p. 12-17, 2001.
- BARRO, R. J.; SALA-I-MARTIN, X. *Economic growth*. McGraw-Hill: New York, 1995.
- BARRO, R. J.; LEE, J. W. International comparisons of educational attainment. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 363-394, 1993.
- _____. Sources of economic growth. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 1-46, 1994.
- _____. International measures of schooling years and schooling Quality. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 86, p. 218-223, 1996.
- _____. International data on educational attainment: updates and implications. *CID Working Paper n° 42*, 34 p, april, 2000.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data. *Empirical Economics*, 20, 325-332, 1995.
- BAUM, C. F.; SCHAFFER, M.; STILLMAN, S. Instrumental variables and GMM: estimation and testing. *Boston College Economics Working Paper n° 545*, Nov., 2002.
- BAUMOL, W. Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show. *American Economic Review*, 76 (5), Dec., p. 72-85, 1986.
- BAUMOL, W.; WOLFF, E. N. Productivity growth, convergence and welfare: reply. *American Economic Review*, 78 (5), Dec., p. 1155-59, 1988.
- BAUMOL, W.; BLACKMAN, S. A . B.; WOLFF, E. N. *Productivity and American Leadership: The Long View*, MIT Press, Cambridge MA., 1989.
- BECKER, G. S. *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, third edition, Chicago and London: University of Chicago Press, 1993.
- BENHABIB, J.; SPIEGEL M. The role of human capital in economic development: evidence aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*, 34 p. 143-173, 1994.
- BILS, M. ; KLENOW, P. J. Does schooling cause growth? *American Economic Review*, 90, p. 1160-1183, 2000.
- CAVES, D.W.; CHRISTENSEN, L.R.; DIEWERT, W.E. Multilateral Comparisons of Output, Input and Productivity Using Superlative Index Number. *Economic Journal*, 92, 73-86, 1982.
- CHARNES, A .; COOPER, W. W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision-making units. *European Journal of Operational Research*, 2:6, p. 429-444, 1978.
- CHRISTENSEN, L. R.; JORGENSEN, D. W.; LAU, L. J. Conjugate duality and transcendental logarithmic production function. *Econometrica*, 39, p. 255-256, 1971.
- COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. *An introduction to fficiency and productivity analysis*. Kluwer Academic Publishers, 1998.
- DAVIDSON, R.; MacKINNON, J. G. *Estimation and inference in econometrics*, 2a. ed. New York: Oxford University Press, 1993.
- _____. *Econometric theory and methods*. New York: Oxford University Press, 2004.
- DUFFY, J.; PAPAGEORGIOU, C. A cross-country empirical investigation of the aggregate production function specification. *Journal of Economic Growth*, 5, p. 87-120, 2000.
- DURBIN, J. Errors in variables. *Review of the International Statistics Institute*, 22, p. 23-32, 1954.
- EICKER, F. Limit theorems for regression with unequal and dependent regressors. In: L. LeCarn; Neyman, J. *Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistical and Probability*. Berkeley: University of California, p.59-82, 1967.
- ENGELBRECHT, H. J. International R&D spillovers, human capital and productivity in OECD economies: an empirical investigation. *European Economic Review*, 41, p. 1479-88, 1997.

- FARRELL, M.J. The measurement of productive efficiency. *Journal of Royal Statistical Society, Series A*, CXX, Part 3, p. 253-290, 1957.
- FERREIRA, Pedro C.; ISSLER, J. Victor; PESSÔA, Samuel A. Testing production functions used in empirical growth studies. *Economics Letters*, 83, p. 29-35, 2004.
- GROSSKOPF, S; SELF, S. Growth, human capital and TFP. *Working Paper Oregon State University*, 2001.
- HALL, R. E.; JONES, C. I. Why do some countries produce so much more product per worker than others? *Quarterly Journal of Economics*, 114 (1), p. 83-116, 1999.
- HAYASHI, F. *Econometrics*, 1ª ed. Princeton, NJ: Princeton University Press, 2000.
- HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46, p.1251-1272, 1978.
- _____ Specification and estimation of simultaneous equation models, in Zvi Griliches and M. D. Intriligator (eds), *Handbook of Econometrics* Vol. 1. Amsterdam: North Holland, 1983.
- HENRY, M.; KNELLER, R.; MILLER, C. Trade, technology transfer and national efficiency in developing countries. *GEP Research Paper* nº 50, 2003.
- HESTON, A.; SUMMERS, R.; ATEN, B. Penn World Table Version 6.1 Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP), oct. 2002.
- HUBER, P., J. *Robust statistics*. New York: Wiley, 1981.
- JONES, C. Time series tests of endogenous growth models. *Quarterly Journal of Economics*, 110, p. 495-525, 1995.
- KNELLER, R.; STEVENS, P. A. The specification of the aggregate production function in the presence of inefficiency. *Economic Letters*, 81, p. 223-226, 2003.
- KOENKER, R. A note on studentizing a test for heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 17, p. 107-112, 1981.
- KYRIACOU, G. Level and growth effects of human capital. *Working Paper, 91, C.V. Starr Center*, 26p, 1991.
- KODE, D. A.; PALM, F. C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. *Econometrica*, Notes and Comments, vol. 54, n. 5, p. 1243-1248, 1986.
- KUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. *Stochastic Frontier Analysis*. New York: Cambridge University Press, 2000
- LICHTENBERG, K. R. Have international differences in educational attainment levels narrowed? In: *Convergence of Productivity, Cross-National Studies and Historical Evidence*, (eds.) BAUMOL, W. J.; NELSON, R. R.; WOLFF, E. N., Oxford University Press, p. 225-242, 1994.
- LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, p. 3-42, 1988.
- _____ Why doesn't capital flows from rich to poor countries? *American Economic Review*, 80, p. 92-96, 1990.
- MALMQUIST, S. Index Number and Indifference Curves. *Trabajos de Estadística*, 1953, 4 (1), pp.209-42, 1953.
- MANKIW, N.; ROMER, D.; WEIL, D. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, may, 1992.
- MARINHO, Emerson, L. L; BARRETO, Flávio, 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*, Vol. 30(3), dezembro de 2000.
- MILLER, S.; UPADHYAY, M. P. The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity. *Journal of Development Economics*, vol. 63, p. 399-423, 2000.
- MINCER, J. *Schooling, experience, and earning*. National Bureau of Economic Research. New York: Columbia University Press, 1974.
- MURTHY, N. R. ; CHIEN, L. S. The empirics of economic growth for OECD countries: some new findings. *Economic Letters*, 55, p. 425-429, 1997.
- NELSON, R. ; PHELPS, E. Investment in humans, technological diffusion and economic growth. *American Economic Review, Paper and Proceedings*, 56 (2), p. 69-75, 1966.

- NUXOLL, D. A. Differences in relative prices and international differences in growth rates. *American Economic Review*, 84 (5), p. 1423-1436, 1994.
- O'NEIL, D. Education and income growth: implications for cross-country inequality. *Journal of Political Economy*, 103, p. 1289-1301, 1995.
- PSACHAROPOULOS, G. Returns to investment in education: a global update. *World Development*, 22, p. 1235-1343, 1994.
- _____ The profitability of investment in education: concepts and methods. *World Bank Working Paper*, Washington, D.C., 1995.
- RODRIGUEZ, F.; RODRIK, D. Trade policy and economic growth: a skeptic's guide to the cross-national evidence. <http://ksghome.harvard.edu/~drodrik/skepti1299.pdf>, 2000. Acesso em: 12 out. 2003.
- ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94, p. 1002-1037, 1986.
- _____ Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98, part 2, p. 71-102, 1990.
- SALA-I-MARTIN, X. I just ran four million regressions, *NBER Working Paper n° 6252*, november, 1997.
- _____ 15 Years of new growth economics: what have we learnt? *Discussion Paper n° 0102-47*, Department of Economics, Columbia University, april, 2002.
- SCHULTZ, T. *The economic value of education*. New York: Columbia University Press, 1963.
- SÖDERBOM, M.; TEAL, F. Trade and human capital as determinants of growth. *Centre for the Study of African Economies Working Paper Series n° 10*, 2001.
- SOLOW, R. M. A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 1 (Feb), p. 65-94, 1956.
- _____ Technical change and the aggregate production function. *Review of Economic and Statistics*, 39, p. 312-320, 1957.
- STAIGER, D.; STOCK, J. H. Instrumental variables regression with weak instruments. *Econometrica*, 65 (3), p. 557-586, 1997.
- TASKIN, F.; ZAIM, O. Catching-up and innovation in high-and-low-income countries. *Economic Letters*, 54, p. 93-100, 1997.
- THE WORLD BANK GROUP/ ECONOMIC GROWTH RESEARCH. <http://www.worldbank.org/research/growth/GNDdata.htm>. Acesso em 12 out 2002.
- WELCH, F. Education in production. *Journal of Political Economy*, 78, p. 35-59, 1970.
- WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48, p. 817-838, 1980.
- WÖBQL. Specifying human capital: a review, some extensions, and development effects. *Kiel Working Paper N° 1007*, Kiel Institute of World Economics, Kiel, Germany, 2000.
- WOOLDDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press, 2002.
- WOLFF, E. Capital formation and productivity growth over the long-term. *American Economic Review*, 81, p. 565-579.
- WU, D., M. Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances. *Econometrica*, 41 (4), p. 733-750, 1973.