FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ADMINISTRAÇÃO DE EMPRESAS DE SÃO PAULO

ROGÉRIO CÉSAR DE SOUZA

Componentes da Produtividade Total de Fatores e sua Influência na Desigualdade de Renda dos Países – 1960-2000

SÃO PAULO
2005

ROGÉRIO CÉSAR DE SOUZA

Componentes da Produtividade Total de Fatores e sua Influência na Desigualdade de Renda dos Países – 1960-2000

Tese apresentada à Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para a obtenção do título de Doutor em Economia de Empresas

Área de Concentração: Economia

Orientador: Prof. Dr. Fernando C. Garcia de Freitas

SÃO PAULO
2005

Souza, Rogério César de

Componentes da Produtividade Total de Fatores e sua Influência na Desigualdade de Renda dos Países – 1960-2000./ Rogério César de Souza – 2005.

100 f.

Orientador: Fernando Celso Garcia de Freitas

Tese (doutorado) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo.

1. Fronteira de Produção Estocástica. 2. Produtividade Total de Fatores. 3. Eficiência Técnica. 4. Distribuição de Renda. I. Fernando Garcia. II. Tese (doutorado) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo. III. Título.

ROGÉRIO CÉSAR DE SOUZA

Componentes da Produtividade Total de Fatores e sua Influência na Desigualdade de Renda dos Países – 1960-2000.

Tese apresentada à Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas como requisito para a obtenção do título de Doutor em Economia de Empresas

Área de Concentração: Economia

Data de Aprovação

____/____/_____

Banca examinadora:

Prof. Dr. Pedro Cavalcanti Ferreira

Prof. Dr. Marcelo Neri

Prof. Dr. Marcos Fernandes Gonçalves da Silva

Prof. Dr. Jorge de Oliveira Pires

Prof. Dr. Fernando C. Garcia de Freitas (orientador)

AGRADECIMENTOS

Gostaria de agradecer a muita gente que colaborou, direta ou indiretamente, para a realização desta tese.

À Capes, que me concedeu bolsa de doutorado.

Ao pessoal da GVconsult, Ana Maria Castelo, André Michelin, Euclides Pedrozo, Fernanda Brollo, Maria Antonieta Del Tedesco Lins, pelo companheirismo e incentivo nos momentos mais decisivos.

Aos colegas de pós-graduação, por compartilhar idéias e angústias.

Aos professores da Fundação Getulio Vargas de São Paulo, pelo convívio intelectual fecundo.

Aos professores Sérgio Goldbaum e Jorge Oliveira Pires, pelas discussões valorosas e colaboração de última hora.

Ao amigo e orientador Prof. Dr. Fernando Celso Garcia de Freitas, por compartilhar idéias e por me dar direção em todas as discussões apresentadas nesta tese. Sua orientação foi imprescindível para a conclusão deste trabalho.

Finalmente, à minha família, minha mãe, esposa e filhas.

Às mulheres da minha vida
(por ordem de chegada),

Dirce,
Kátia,
Mariana,
Maria Clara.

RESUMO

Este estudo apresenta uma abordagem nova e alternativa dentro da literatura empírica que trata do crescimento econômico e da desigualdade da distribuição de renda. Ao se filiar ao arcabouço teórico e prático da *Análise de Fronteira Estocástica* – AFS, o estudo analisa, inicialmente, os efeitos de evolução da produtividade total de fatores, *PTF*, e de suas componentes (eficiência técnica, progresso tecnológico, eficiência de escala e eficiência alocativa) sobre o crescimento econômico. Em específico, avalia em que medida as diferenças de padrões de desenvolvimento tecnológico dos países condicionam o crescimento. Após tratar da evolução da desigualdade da distribuição do produto por trabalhador de dois grupos de países, denominados desenvolvidos e em desenvolvimento, relaciona a medida de desigualdade *L* de Theil com as componentes da *PTF* e mostra que não há convergência das rendas per capita desses grupos de países porque o hiato tecnológico entre eles aumentou ao longo do tempo. Por fim, identifica o papel do progresso tecnológico na dinâmica da distribuição de renda dentro dos países, recuperando a idéia fundamental de Kuznets de que ele (o progresso tecnológico) é o motor do desenvolvimento, e conclui que avanços tecnológicos têm efeitos mais gerais sobre as economias: além de promover o crescimento econômico, também têm reflexos diretos sobre a produtividade do trabalho, e conseqüentemente sobre os salários, com resultados mais eqüitativos da distribuição da renda.

Palavras Chave: Crescimento Econômico, Progresso tecnológico, Produtividade Total de Fatores, Desigualdade, Desigualdade de Theil, Curva de Kuznets, Fronteira Estocástica

ABSTRACT

This study presents a new and alternative approach to the relation between economic growth and income distribution, from a Stochastic Frontier Analysis – SFA – perspective. First, the study analyses the effects of the evolution of total productivity of factors (TPF) and its components (technical efficiency, technological progress, scale and allocative efficiencies) on economic growth. Specifically, it assesses to what extension countries' differences with respect to technological patterns of development influence their economic growth. Then, it compares the evolution of inequality in per capita income distribution between developed and developing countries and relates the obtained Theil's *L* inequality measure to the TPF components, in order to show that there is no per capita income convergence between the two groups of countries. On the contrary, it shows that the technological gap between those two groups of countries has been enlarged along the years. Finally, it identifies the role of technological progress in the income distribution dynamics inside countries, restoring Kuznets founding idea that technological progress is the main motor of development. We conclude that the effects of the technological progress on the economies are more general than just the promotion of economic growth: it also enhances labor productivity, wages and, in consequence, reduces income inequality.

Key Words: Growth, Technical Progress, Total Factor Productivity, Inequality, Theil's Inequality, Kuznets' curve, Stochastic Frontier

ÍNDICE **p.**

1. Fronteira estocástica de produção 4

1.1. Introdução 4

1.2. Arcabouço analítico 5

1.3. Técnicas de mensuração da eficiência técnica 9

2. Fronteira de produção e progresso tecnológico mundial 21

2.1. Introdução 21

2.2. Modelo econométrico e dados 22

2.3. Resultados econométricos 26

2.4. Interpretação econômica 28

2.5. A comparação entre países desenvolvidos e em desenvolvimento 37

3. Progresso tecnológico e dinâmica da distribuição internacional da renda 42

3.1. Introdução 42

3.2. Produtividade total de fatores e sua composição 42

3.3. A evolução da *PTF* e sua contribuição para o crescimento econômico 46

3.4 A evolução da desigualdade da distribuição internacional de renda 54

3.5 Progresso tecnológico e dinâmica da distribuição internacional da renda: uma contribuição à mensuração dos determinantes econômicos da desigualdade entre países 57

4. O papel do progresso tecnológico e das demais componentes da produtividade total de fatores na dinâmica da distribuição de renda dentro dos países 64

4.1. Introdução 64

4.2. Desenvolvimento e desigualdade 64

4.3. Os efeitos da evolução da PTF sobre a dinâmica de distribuição de renda 69

4.4 Implicações para a análise de desenvolvimento econômico 76

Anexos 79

Bibliografia 95

Apresentação

Este estudo procura se alinhar com a tradição do crescimento econômico que tem como interesse investigar os determinantes da desigualdade da renda, ao mesmo tempo em que utiliza técnicas econométricas específicas para lidar com a presença de ineficiências nas atividades econômicas.

No Capítulo 1, apresenta-se de forma sucinta o arcabouço teórico em que esse estudo se move. A Análise de Fronteira Estocástica, AFS, aparece como uma fonte teórica e prática bastante vigorosa, capaz de a contribuir para a definição e a estimação de fronteiras de produção num contexto em que nem todos os produtores são tecnicamente eficientes, ou ainda, num contexto em que eles nem sempre estão otimizando suas funções de produção. Isso, pois, da perspectiva da AFS, a fronteira de produção é caracterizada como o mínimo de combinações de insumos necessários para produzir vários produtos – ou o máximo de produto produzido com várias combinações de insumos – para uma dada tecnologia. Produtores que operam sobre a fronteira de produção são chamados de tecnicamente eficientes, e aqueles que operam abaixo de sua fronteira de produção, tecnicamente ineficientes. Assim, nesse contexto, requerem-se novas técnicas econométricas para se estimar a fronteira de produção: esse é o segundo ponto discutido no Capítulo 1.

O Capítulo 2 estima, por meio de dois modelos econométricos, os valores de eficiência técnica, do progresso tecnológico e dos retornos de escala para uma amostra de 60 países ao longo do período 1960-2000. O objetivo é comparar os resultados do modelo proposto por Battese e Coelli (1992) com os obtidos por meio de um modelo alternativo e pouco conhecido na literatura – sugerido em Coelli (2003). Do ponto de vista teórico, o modelo alternativo apresenta menos restrições sobre a componente do termo de erro que é passível de modelagem nos trabalhos de fronteira estocástica, qual seja, a componente representante da ineficiência técnica u. Assim, busca-se identificar como os modelos capturaram efeitos sobre o produto oriundos: (i) de ineficiências específicas de país e tempo – de variações no nível de utilização de fatores, inclusive; (ii) do progresso tecnológico; e (iii) do tamanho de mercado em termos de renda, e não de população. Os resultados mostram que o modelo alternativo não somente destaca o progresso tecnológico como a variável-chave para

explicar o crescimento e as diferenças de níveis de produto das economias ao longo do tempo, mas possibilita a interpretação econômica das estimativas.

No Capítulo 3, estima-se a produtividade total dos fatores, *PTF*, dos países. A finalidade é analisar os efeitos de evolução da *PTF* sobre o crescimento econômico. Em específico, avaliar em que medida as diferenças de padrões de desenvolvimento tecnológico dos países condicionam o crescimento. Inicialmente, busca-se identificar a evolução da desigualdade da distribuição do produto por trabalhador dentro de dois grupos de países (denominados desenvolvidos e em desenvolvimento) e entre eles. Então, relaciona-se matematicamente a medida de desigualdade *L* de Theil com as componentes da produtividade total de fatores, uma contribuição deste estudo que possibilita mensurar os efeitos dessas componentes sobre desigualdade da distribuição internacional da renda ao longo do tempo. Um resultado contundente é que o progresso tecnológico responde por 95% da variação total do índice *L* de Theil do produto por trabalhador e 65,9% da variação do *L* de Theil da *PTF* no período 1960-2000. Em termos econômicos, conclui-se que os distintos padrões de desenvolvimento dos países da amostra levam a um aumento da desigualdade "tecnológica" entre eles, com repercussão decisiva sobre a dinâmica de desigualdade da distribuição internacional da renda. Ou ainda, não se observa a convergência das rendas per capita dos países desenvolvidos e em desenvolvimento porque o hiato tecnológico entre esses dois grupos de países aumentou.

O Capítulo 4 investiga o papel do progresso tecnológico e das demais componentes da produtividade total de fatores na dinâmica da distribuição de renda dentro dos países. Inicialmente, faz-se um breve apanhado histórico da literatura sobre crescimento e desigualdade da renda, com ênfase na discussão da curva em forma de U-invertido de Kuznets. O intuito é resgatar uma das idéias centrais no pensamento de Kuznets, qual seja, de que o progresso tecnológico é determinante para explicar as mudanças estruturais das atividades econômicas dos países, as quais, por sua vez, têm conseqüências diretas sobre a distribuição de renda. Os modelos econométricos apresentados no capítulo buscam identificar a existência da curva de Kuznets e o efeito do progresso tecnológico sobre a distribuição da renda para duas amostras de países. As evidências empíricas corroboram a existência da curva em forma de U-invertido de Kuznets, com resultados estatísticos altamente significantes. Isso ocorre pois as especificações aqui adotadas, ao considerar as

componentes da evolução da *PTF*, substitui as *dummies* de país e outras variáveis *proxies* – utilizadas na maioria dos trabalhos empíricos sobre o tema – por variáveis de controle que espelham melhor os padrões nacionais de desenvolvimento e as decisões de política que os condicionam.

1. Fronteira estocástica de produção

1.1. Introdução

"Nem todos os produtores são tecnicamente eficientes". Contrariando a teoria microeconômica convencional, e com conseqüências sobre a análise econométrica convencional, a frase anterior significa que nem todos os produtores conseguem utilizar a quantidade mínima de insumos requerida para produzir a quantidade de produto desejada, dada a tecnologia disponível. Ou ainda, nem todos os produtores são capazes de minimizar os gastos necessários para produzir o nível de produto que eles decidiram produzir.

Assim, de um ponto de vista teórico, os produtores nem sempre estão otimizando suas funções de produção. A fronteira de produção caracteriza o mínimo de combinações de insumos necessários para produzir vários produtos, ou o máximo de produto produzido com várias combinações de insumos, e uma dada tecnologia. Produtores que operam sobre a fronteira de produção são chamados de tecnicamente eficientes, e aqueles que operam abaixo de sua fronteira de produção, tecnicamente ineficientes.

Do ponto de vista econométrico, a estimação da eficiência técnica a partir de funções de fronteira de produção requer a reformulação de algumas hipóteses, tal como a de que o termo de erro é distribuído simetricamente com média zero. Ao se considerar que os efeitos do ambiente em que os produtores operam podem ser favoráveis ou igualmente desfavoráveis e que os produtores podem não otimizar suas funções de produção, os termos de erro associados às fronteiras de produção são, conseqüentemente, termos de erro "compostos" – compostos por um componente de ruído aleatório simétrico tradicional e por um componente de ineficiência com distribuição unilateral.

Assim, na presença de ineficiências, a *Análise de Fronteira Estocástica* – AFS aparece como um arcabouço teórico e prático bastante vigoroso, capaz de a contribuir para a definição e a estimação de fronteiras de produção – ou, em outros contextos, custos, receitas e lucros. A AFS tem influências remotas, mas a literatura que diretamente influenciou seu desenvolvimento foi a literatura teórica sobre eficiência produtiva que começou nos anos 1950 com o trabalho de Koopmans (1951), Debreu (1951) e Shephard (1953). Farrell (1957) foi o primeiro a medir a eficiência produtiva empiricamente. O uso

da programação linear por Farrell influenciou trabalhos como os de Boles (1966), Bressler (1966), Seitz (1966) e Sitorus (1966) e eventualmente o desenvolvimento da *data envelopment analysis* (DEA) de Charnes, Cooper e Rhodes (1978). A influência de Farrell também foi definitiva nos trabalhos de Aigner e Chu (1968), Seitz (1971), Timmer (1971), Afriat (1972) e Richmond (1974), os quais são os colaboradores diretos para o desenvolvimento da AFS.

A origem da AFS encontra-se em dois *papers*, Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977), os quais foram seguidos pelo trabalho de Battese e Corra (1977). Esses três trabalhos originais apresentam, dentro do contexto de fronteira de produção, o termo de erro definido de modo estruturalmente composto. Desde então, a AFS tem vários colaboradores: Schmidt e Lovell (1979), Jondrow et al. (1982), Greene (1980a, 1980b), Stevenson (1980), Lee (1983), Koop e Diewert (1982), Pitt e Lee (1981), Schmidt e Sickles (1984), Cornwell, Schmdt e Sickles (1990), Kumbhakar (1990), Battese e Coelli (1992), dentre outros.

O objetivo deste capítulo é apresentar de forma sucinta os conceitos teóricos e as técnicas econométricas empregados nos capítulos subseqüentes para estimar a fronteira estocástica de produção mundial e sua evolução no tempo. A seção 1.2. apresenta o arcabouço teórico por trás dos modelos empíricos, os quais são discutidos na seção 1.3.[1]

1.2. Arcabouço analítico

Medidas de eficiência das firmas ou das unidades produtivas estão diretamente ligadas à teoria da produção e ao conceito de funções distâncias (*distance functions*). Nesta seção, seguindo a notação e as definições apresentadas em Kumbhakar e Lovell (2000), serão expostos os conceitos subjacentes às medidas de eficiência e o conceito de eficiência propriamente dita.

Conjunto de possibilidades de produção

Sejam y e x dois vetores de dimensão M e N representando, respectivamente, números reais não negativos de vetores de produtos e insumos de uma firma, ou seja,

[1] Leituras mais aprofundadas sobre fronteira estocástica de produção podem ser encontradas em Álvares Pinilla (2001), Coelli, Rao e Battese(1998), Kumbhakar e Lovell (2000) e Pires (2004).

$y = (y_1, y_2, ..., y_M) \in R_+^M$ e $x = (x_1, x_2, ..., x_N) \in R_+^N$. Em uma primeira caracterização, pode-se definir o *cartesiano* da tecnologia de produção, $GR = \{(y, x) : x \text{ pode produzir } y\}$, como sendo o gráfico que descreve o conjunto de vetores factíveis de insumos-produtos. A Figura 1.a ilustra o gráfico da tecnologia de produção para o caso mais simples de um insumo e um produto.

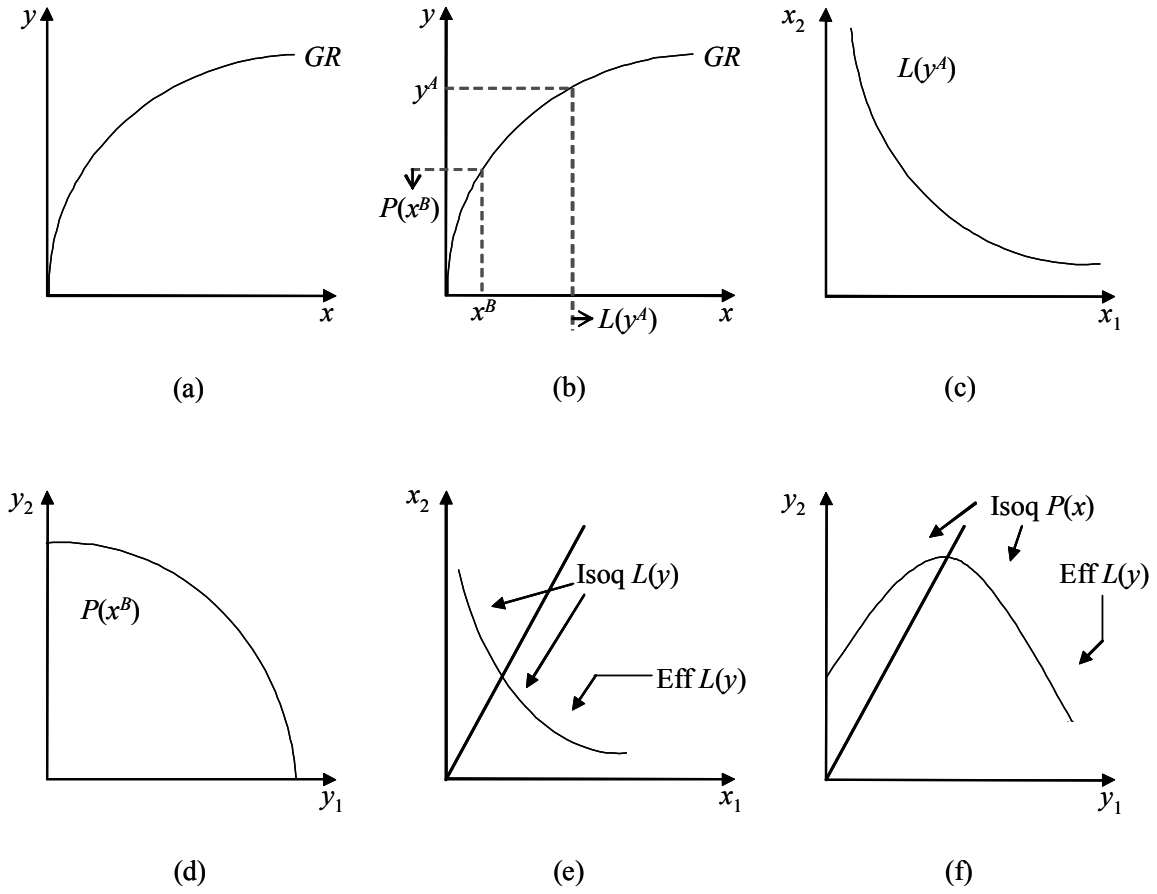


Figura 1

Os *conjuntos de insumos* da tecnologia de produção, $L(y) = \{x : (y, x) \in GR\}$, descrevem os conjuntos de vetores de insumos que são factíveis para cada vetor de produtos $y \in R_+^M$. A Figura 1 mostra o conjunto de insumos $L(y^A)$ sobre o intervalo $[x^A, +\infty)$. Na Figura 1, $L(y^A)$ é a região limitada por baixo pela *isoquanta de insumos*. As isoquantas de insumos, $\text{Isoq}\, L(y) = \{x : x \in L(y), \lambda x \notin L(y), \lambda < 1\}$, descrevem os conjuntos de vetores de insumos capazes de produzir cada vetor de produtos *y*, mas que, se contraídos radialmente, tornam-se incapazes de produzi-lo. Os *subconjuntos eficientes de insumos*,

$\text{Eff}\, L(y) = \{x : x \in L(y), x' \leq x \Rightarrow x' \notin L(y)\}$, descrevem os conjuntos de vetores de insumos capazes de produzir cada vetor de produto *y*, mas que, se contraídos em qualquer dimensão, tornam-se incapazes de produzir tal vetor de produtos – Figura 1.

Os *conjuntos de produtos* da tecnologia de produção, $P(x) = \{y : (y, x) \in GR\}$, descrevem os conjuntos de vetores de produtos que são possíveis para cada vetor de insumos $x \in R_+^N$. A Figura 1 mostra o conjunto de produtos $P(x^B)$ sobre o intervalo $[0, y^B]$. Na Figura 1, $P(x^B)$ é a região limitada por cima pela *isoquanta de produtos*. As isoquantas de produtos, $\text{Isoq}\, P(x) = \{y : y \in P(x), \lambda y \notin P(x), \lambda > 1\}$, descrevem os conjuntos de todos vetores de produtos que podem ser produzidos com cada vetor de insumos *x*, mas que, se expandidos radialmente, não podem ser produzidos com o vetor de insumos *x*. Os *subconjuntos eficientes de produtos*, $\text{Eff}\, P(x) = \{y : y \in P(x), y' \geq y \Rightarrow y' \notin P(x)\}$, descrevem os conjuntos de todos os vetores de produtos que podem ser produzidos com cada vetor de insumos *x*, mas que, se expandidos em qualquer dimensão, não podem ser produzidos com o vetor de insumos *x* – Figura 1.

Fronteiras de produção

Dadas as definições acima, uma *fronteira de produção* é uma função $f(x) = \max\{y : y \in P(x)\} = \max\{x : x \in L(y)\}$, ou seja, ela é o limite superior de possibilidades de produção, e as combinações de insumos-produtos de cada produtor está localizada sobre a fronteira de produção ou abaixo dela. A mensuração da eficiência técnica se obtém ao se medir a distância da combinação insumo-produto de cada produtor e a fronteira de produção.

Uma *função distância de insumos* é uma função $D_I(y, x) = \max\{\lambda : x/\lambda \in L(y)\}$. A função distância de insumos fornece a quantidade máxima pela qual um vetor de insumos de um produtor pode ser radialmente contraído e ainda assim se manter capaz de produzir o vetor de produtos que ele produz. A Figura 1.2.a mostra que o vetor de insumos *x*, para *N*=2, é factível para o produto *y*, embora y possa ser produzido pelo vetor de insumos contraído radialmente (x/λ^*), de modo que $D_I(y, x) = \lambda^* > 1$.

Uma *função distância de produtos* é uma função $D_O(x, y) = \min\{\mu : y/\mu \in P(x)\}$. A função distância de produtos fornece a quantidade mínima pela qual um vetor de produtos

pode ser expandido e ainda assim ser passível de ser produzido por um dado vetor de insumos. A Figura 1.2.b mostra que o vetor de produtos *y*, para *M* = 2, é passível de ser produzido com o insumo *x*, assim como o vetor de produtos (y/μ^*) expandindo radialmente, de modo que $D_O(x,y) = \mu^* < 1$.

Eficiência

A eficiência técnica é definida, em linhas gerais, como a habilidade de minimizar o uso de insumos na produção de um determinado vetor de produtos, ou ainda, a habilidade de obter o máximo produto a partir de um determinado vetor de insumos.

De modo formal, um vetor de produto-insumo $(y,x) \in GR$ é *tecnicamente eficiente* se, e somente se, $(y',x') \notin GR$ para $(y',-x') \geq (y,-x)$. Essa definição de Koopmans (1951) citada em Kumbhakar e Lovell (2000, pág. 43), tem dois casos especiais: a *eficiência técnica orientada ao insumo* e a *eficiência técnica orientada ao produto*. Ou seja, um vetor de insumos $x \in L(y)$ é *tecnicamente eficiente* se, e somente se, $x' \notin L(y)$ para $x' \leq x$, ou equivalentemente, $x \in \text{Eff } L(y)$. E, por sua vez, um vetor de produtos $y \in P(x)$ é tecnicamente eficiente se, e somente se, $y' \notin P(x)$ para $y' \geq y$, ou equivalentemente, $y \in \text{Eff } P(x)$.

Para as medidas de eficiência técnica, seguem as definições conhecidas como medidas de eficiência técnica de Debreu-Farrell [Debreu (1951) e Farrell (1957)]. Uma *medida de eficiência técnica orientada ao insumo* é uma função $TE_I(y,x) = \min\{\theta : \theta x \in L(y)\}$. Uma *medida de eficiência técnica orientada ao produto* é uma função $TE_O(x,y) = [\max\{\phi : \phi y \in P(x)\}]^{-1}$.

Se somente um único produto é produzido, uma *medida de eficiência técnica orientada ao insumo* é dada pela função $TE_I(y,x) = \min\{\theta : y \leq f(\theta x)\}$. Se somente um único produto é produzido, uma *medida de eficiência técnica orientada ao produto* é dada pela função $TE_o(x,y) = [\max\{\phi : \phi y \leq f(x)\}]^{-1}$. Para o caso de mais de um produto, a medida de eficiência técnica orientada ao insumo e a medida de eficiência técnica orientada ao produto são dadas, respectivamente, pelas funções $TE_I(y,x) = \min\{\theta : D_I(y,\theta x) \geq 1\}$ e $TE_o(x,y) = [\max\{\phi : D_o(x,\phi y) \leq 1]^{-1}$.

1.3. Técnicas de mensuração da eficiência técnica

Fronteiras de produção estocásticas

Os modelos de fronteira de produção estocástica tratam da ineficiência técnica e reconhecem o fato de que choques aleatórios fora do controle dos produtores podem afetar o produto. Portanto, nesses modelos, o impacto de choques aleatórios (como a variação no desempenho do trabalho ou das máquinas) sobre o produto pode ser, em princípio, separado do impacto da variação na eficiência técnica, a qual estaria associada a processos não-observados e não-aleatórios. Tais modelos foram introduzidos simultaneamente por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977).

Ao se supor uma forma funcional do tipo Cobb-Douglas[2], a equação do modelo de fronteira de produção estocástica pode ser expressa como:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_n \beta_n \ln x_{ni} + v_i - u_i \text{ , (1.1)}$$

em que v_i é o componente de "ruído" bilateral e u_i é o componente não-negativo de ineficiência técnica do termo de erro. Assume-se que o componente de ruído v_i é i.i.d., simétrico, e distribuído independentemente de u_i. Portanto, o termo de erro $\varepsilon_i = v_i - u_i$ é assimétrico, já que $u_i \geq 0$. Assumindo que v_i e u_i são distribuídos independentemente de x_i, a estimação de (1.1) por Mínimos Quadrados Ordinários, MQO, fornece estimativas consistentes dos β_ns, – mas não de β_0, visto que $E(\varepsilon_i) = -E(u_i) \leq 0$. As estimativas de MQO não fornecem estimativas de eficiência técnica específicas à cada unidade produtiva. O método de MQO fornece um teste simples para identificar a presença de ineficiência técnica nos dados. Se $u_i = 0$, então $\varepsilon_i = v_i$, o termo de erro é simétrico e os dados não evidenciam a presença de ineficiência técnica. Entretanto, se $u_i > 0$, então a distribuição de $\varepsilon_i = v_i - u_i$ é negativamente assimétrica e há evidências de ineficiência técnica nos dados. Isso sugere que a presença de ineficiência técnica pode ser testada diretamente por meio dos resíduos de MQO.[3]

[2] A apresentação que segue é válida para outras formas funcionais, como a translog.
[3] Para as estatísticas de teste, ver Schmidt e Lin (1984) e Coelli (1995).

A estimação da fronteira de produção estocástica tem, portanto, dois objetivos: obter os parâmetros de tecnologia de produção β de $f(x;\beta)$ e as estimativas de eficiência técnica de cada produtor. Esse segundo objetivo requer que se separe do termo de erro ε_i o ruído v_i e a ineficiência técnica u_i para cada produtor e requer hipóteses sobre a distribuição desses dois componentes. Sob a hipótese de que os u_i são distribuídos independentemente dos insumos, o método de MQO fornece estimativas consistentes de todos os parâmetros de tecnologia de produção, com exceção do intercepto. Portanto para estimar o intercepto, e para estimar a eficiência técnica de cada produtor, devem ser feitas outras hipóteses distribucionais.

Antes de apresentar as hipóteses sobre a distribuição do termo de erro, vale dizer que a estimação dos quatro modelos a seguir (semi-normal, exponencial, normal truncada e gama) consiste de dois passos. No primeiro passo, utiliza-se o método de máxima verossimilhança para estimar todos os parâmetros do modelo. No segundo passo, estima-se a eficiência técnica, condicional às estimativas de máxima verossimilhança, para cada produtor por meio da decomposição do termo residual de máxima verossimilhança em um componente de ruído e um componente de ineficiência técnica.

O modelo normal–semi-normal

Considerando o modelo de produção estocástica (1.1), as hipóteses distribucionais são as seguintes:

(i) $v_i \sim$ i.i.d $N(0, \sigma_v^2)$.

(ii) $u_i \sim$ i.i.d $N^+(0, \sigma_u^2)$, isto é, é distribuído como uma semi-normal.

(iii) v_i e u_i são distribuídos independentemente um do outro e dos regressores.

A hipótese (i) é convencional. A (ii) está baseado na proposição de que o valor modal da ineficiência técnica é zero, com valores de ineficiência técnica crescentes tornando-se menos prováveis. Em (iii), temos duas partes. A primeira parece não levantar grandes problemas, mas a segunda pode ser problemática, dado que é plausível supor que, se os produtores conhecem algo sobre sua eficiência técnica, a escolha dos insumos pode ser influenciada por tal conhecimento.

A distribuição normal–semi-normal contém dois parâmetros: σ_u e σ_v, ou σ e λ, com $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$ e $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$. Quando $\lambda \to 0$, $\sigma_v^2 \to +\infty$ ou $\sigma_u^2 \to 0$, e portanto o componente de erro simétrico domina o componente de erro unilateral na determinação de ε. Quando $\lambda \to +\infty$, $\sigma_u^2 \to +\infty$ ou $\sigma_v^2 \to 0$, e portanto o componente de erro unilateral domina de erro simétrico na determinação de ε. No primeiro caso, caímos no modelo de função de produção de MQO.

Os parâmetros σ e λ são estimados juntamente com os parâmetros tecnológicos. Como estimador da eficiência técnica média de todos os produtores, Aigner, Lovell e Schmidt (1977) sugeriram [1 – $E(u)$], e Lee e Tyler (1978) propuseram:

$$E(\exp\{-u\}) = 2 \cdot [1 - \Phi(\sigma_u)] \cdot \exp\left\{\frac{\sigma_u^2}{2}\right\}. \quad (1.2)$$

O próximo passo é estimar a eficiência de cada produtor. Como temos $\varepsilon_i = v_i - u_i$, temos informação sobre u_i. Se $\varepsilon_i > 0$, há indicação de que u_i não é grande, já que $E(v_i) = 0$, o que sugere que esse produtor é relativamente eficiente; enquanto se $\varepsilon_i < 0$, temos o caso contrário. O problema é extrair informações sobre u_i de ε_i. Jondrow et al. (1982) e Materov (1981) apresentam algumas soluções – em que as estimativas pontuais da eficiência técnica são obtidas da média ou da moda da distribuição condicional de u dado ε. Uma vez obtidas as estimativas pontuais dos u_i, a eficiência técnica de cada produtor pode ser obtida de:

$$TE_i = \exp\{-\hat{u}_i\}. \quad (1.3)$$

Battese e Coelli (1988) propuseram um estimador pontual alternativo para TE_i:

$$TE_i = E(\exp\{-u_i\} \mid \varepsilon_i) = \left[\frac{1 - \Phi(\sigma_* - \mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)}\right] \cdot \exp\left\{-\mu_{*i} + \frac{1}{2}\sigma_*^2\right\}. \quad (1.4)$$

O estimador (1.4) é preferível particularmente se u_i está perto de zero. No entanto, a despeito de qual estimador for usado, as estimativas de eficiência técnica serão inconsistentes, devido à variação associada com a distribuição de $(u_i|\varepsilon_i)$ ser independente de i.

O modelo normal–exponencial

Considerando o modelo de produção estocástica (1.1), as hipóteses distribucionais são agora as seguintes:

(i) $v_i \sim$ i.i.d $N(0, \sigma_v^2)$.

(ii) $u_i \sim$ i.i.d exponencial.

(iii) v_i e u_i são distribuídos independentemente um do outro e dos regressores.

Muitas das características que foram apontadas para a distribuição semi-normal também valem para a distribuição normal. Como no caso da semi-normal, tanto $E(u_i|\varepsilon_i)$ ou $M(u_i|\varepsilon_i)$ (a moda) podem ser usadas para obter estimativas de eficiência técnica específicas a cada produtor. Tais estimativas são não viesadas, mas inconsistentes.

O modelo normal–normal truncada

Stevenson (1980) introduziu a formulação da distribuição normal truncada, a qual pode ser considerada uma generalização da distribuição semi-normal. As hipóteses dessa distribuição são:

(i) $v_i \sim$ i.i.d $N(0, \sigma_v^2)$.

(ii) $u_i \sim$ i.i.d $N^+(\mu, \sigma_u^2)$.

(iii) v_i e u_i são distribuídos independentemente um do outro e dos regressores.

A distribuição normal–normal-truncada permite que a distribuição normal, que é truncada em zero por baixo, tenha uma moda diferente de zero. Assim, a distribuição normal–normal-truncada tem um parâmetro a mais para ser estimado μ (sua moda) e, portanto, fornece uma representação mais flexível dos padrões de eficiência nos dados. Se $\mu = 0$, a função densidade da distribuição normal-truncada colapsa na função densidade semi-normal. A distribuição normal–normal-truncada tem três parâmetros a serem estimados: um parâmetro de posição, μ, e dois parâmetros de dispersão, σ_u e σ_v. A eficiência técnica pode ser medida segundo a equação:

$$TE_i = E(\exp\{-u_i\} \mid \varepsilon_i) = \frac{1-\Phi[\sigma_* - (\tilde{\mu}_i / \sigma_*)]}{1-\Phi(-(\tilde{\mu}_i / \sigma_*)} \cdot \exp\left\{-\tilde{\mu}_i + \frac{1}{2}\sigma_*^2\right\}. \quad (1.5)$$

A equação (1.5) produz estimativas não viesadas, embora inconsistentes, da eficiência técnica.

O modelo normal-gama

Greene (1980) e Stevenson (1980) introduziram a formulação da distribuição normal-gama, a qual é uma generalização da distribuição normal-exponencial. As hipóteses dessa distribuição são:

(i) $v_i \sim$ i.i.d $N(0, \sigma_v^2)$.

(ii) $u_i \sim$ i.i.d gama.

(iii) v_i e u_i são distribuídos independentemente um do outro e dos regressores.

A distribuição gama introduz um parâmetro a mais, m. Quando $m = 0$, a função densidade torna-se a função densidade da distribuição exponencial. Para $-1 < m < 0$, a densidade gama tem o formato da densidade exponencial e, assim, a massa de densidade permanece concentrada próxima a zero. Para $m > 0$, a densidade está concentrada em um ponto cada vez mais distante de zero quando m cresce.

Um método da abordagem de momentos

Alternativamente aos métodos supracitados de estimação da ineficiência técnica, de acordo com os quais, em primeiro lugar, utiliza-se a máxima verossimilhança para estimar todos os parâmetros do modelo e, posteriormente, estima-se a eficiência técnica para cada produtor por meio da decomposição do termo de erro, pode-se utilizar a abordagem de momentos.

O primeiro passo é quebrado em duas partes. Na primeira parte do procedimento, estimam-se todos os parâmetros por MQO para identificar a estrutura da fronteira de produção, sem considerações sobre o intercepto. Essa parte independe de hipóteses distribucionais sobre os componentes do erro. Na segunda, são feitas hipóteses distribucionais a fim de obter estimativas consistentes do intercepto e do(s) parâmetro(s) que descrevem a estrutura dos dois componentes do erro. Essa estimação em duas partes equivale à aplicação de MQOM a um modelo de fronteira de produção estocástica.

Então, repete-se o segundo passo, aos moldes da técnica apresentada por Jondrow et al. (1982). Pode-se aplicar tais procedimentos aos quatro modelos anteriormente citados.[4] O procedimento de MQOM gera estimadores consistentes de todos os parâmetros do modelo. No entanto, eles são ineficientes em comparação aos estimadores de máxima verossimilhança baseados em hipóteses distribucionais. Além disso, pode haver problemas relacionados ao terceiro momento da distribuição dos distúrbios de MQO.[5]

Modelos de fronteira de produção com dados painel

Dados de painel possibilitam relaxar algumas hipóteses fortes feitas na estimação da eficiência técnica com dados de seção transversal. Em primeiro lugar, muitas das hipóteses distribucionais deixam de ser fortes. Em segundo lugar, nem todas as técnicas de estimação de dados de painel requerem a hipótese de independência do componente de erro de ineficiência técnica com relação aos regressores. Além disso, a eficiência técnica de cada produtor da amostra pode ser estimada consistentemente quando $T \to +\infty$, sendo T o número de observações de cada produtor. Dados observacionais repetidos de uma amostra de produtores solucionam o problema de inconsistência da técnica de Jondrow et al. (1982).

Dados de painel também possibilitam que os modelos de fronteira de produção sejam estimados com a eficiência técnica: (i) variando entre os produtores, mas constante ao longo do tempo para cada produtor individualmente; e (ii) variando entre os produtores e ao longo do tempo para cada produtor individualmente. Esses últimos modelos fazem pouco uso dos métodos convencionais da literatura de dados de painel e são mais uma extensão dos modelos de fronteira de produção estocástica de dados de seção transversal estimados por meio de máxima verossimilhança.

---

[4] Para uma discussão do método de momentos para as especificações normal-exponencial, normal-gama, normal-normal truncada e normal-semi normal, ver Greene (1993), Greene (1997), Harris (1992) e Olson, Schmidt e Waldman (1980), respectivamente.

[5] Olson, Schmidt e Waldman (1980).

Eficiência técnica invariante no tempo

Assuma que há observações para I produtores, $i = 1, ..., I$, ao longo de T períodos de tempo, $t = 1, ..., T$. Pode-se escrever uma função de fronteira de produção Cobb-Douglas com ineficiência técnica invariante no tempo como sendo:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_n \beta_n \cdot \ln x_{nit} + v_{it} - u_i \text{, (1.6)}$$

em que v_{it} representa um ruído estatístico aleatório e $u_i \geq 0$ representa a ineficiência técnica. Nessa especificação, assume-se que a estrutura da tecnologia de produção é constante no tempo, ou seja, não há mudança tecnológica. Esse modelo é bastante similar a um modelo de dados de painel convencional com efeitos de produtor, mas sem efeito de tempo. A única diferença é que há a imposição de que os efeitos de produtos sejam não negativos, já que eles representam a ineficiência técnica. Há diferentes maneiras de se estimar os parâmetros desse modelo, como será exemplificado a seguir.

Modelo de efeitos fixos

O modelo de dados de painel mais simples é o de efeitos fixos. Para adaptá-lo ao modelo de fronteira estocástica, necessita-se modificar uma hipótese: u_i tem de ser maior ou igual a zero. Assume-se que os v_{it} são i.i.d $(0, \sigma_v^2)$ e são não correlacionados com os regressores. Não se faz hipótese sobre a distribuição dos u_i e permite-se que eles sejam correlacionados com os regressores e com os v_{it}. Como os u_i são tratados como efeitos fixos, eles são estimados, juntamente com os β_ns, como parâmetros de interceptos específicos a cada produtor. O modelo pode ser estimado ao se aplicar MQO à equação:

$$\ln y_{it} = \beta_{0i} + \sum_n \beta_n \cdot \ln x_{nit} + v_{it} \text{, (1.7)}$$

em que os $\beta_{oi} = (\beta_o - \text{ui})$ são os interceptos específicos aos produtores. Após a estimação, emprega-se a seguinte normalização:

$$\hat{\beta}_o = \max_i \{\hat{\beta}_{oi}\} \text{, (1.8)}$$

e os u_i são estimados por meio de:

$$\hat{u}_i = \hat{\beta}_o - \hat{\beta}_{oi} \text{, (1.9)}$$

o que garante que $\hat{u}_i \geq 0$. As estimativas de eficiência técnica específicas a cada produtor são dadas por:

$$TE_i = \exp\{-\hat{u}_i\}. \quad (1.10)$$

Assim, em um modelo de efeitos fixos, assume-se que pelo menos um produtor seja 100% eficiente, e a eficiência técnica dos demais produtores é medida de modo relativo. Quando $I \to +\infty$ ou $T \to +\infty$, as estimativas dos β_ns são consistentes, e as propriedades de consistência não exigem que os u_i sejam não correlacionados com os regressores. Os β_{oi} são consistentes quando $T \to +\infty$, enquanto as estimativas de u_i são consistentes somente se $I \to +\infty$ e $T \to +\infty$. As propriedades de consistência não requerem que os v_{it} sejam normalmente distribuídos.

Embora seja de fácil implementação e tenha propriedades desejáveis, o modelo de efeitos fixos de dados de painel tem potenciais desvantagens. Supõe-se que os efeitos fixos capturem a variação da eficiência técnica (invariante no tempo) para cada um dos produtores específicos. No entanto, eles capturam todos os fenômenos que variam entre os produtores, mas que são invariantes para cada produtor em particular.

Modelo de efeitos aleatórios

O modelo de efeitos aleatórios considera a situação oposta do modelo de efeitos fixos. Agora, considera-se que os u_i são distribuídos aleatoriamente com média e variância constantes, e assume-se que eles são não correlacionados com os regressores e com os v_{it}. Não são feitas hipóteses sobre a distribuição dos u_i, embora se requeira que eles sejam não negativos. Quanto aos v_{it}, supõe-se que eles tenham média zero e variância constante. O modelo pode ser escrito como:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} &= [\beta_0 - E(u_i)] + \sum_n \beta_n \cdot \ln x_{nit} + v_{it} - [u_i - E(u_i)] \\ &= \beta_o^* + \sum_n \beta_n \cdot \ln x_{nit} + v_{it} - u_i^*, \end{aligned} \quad (1.11)$$

em que a hipótese de que os u_i são aleatórios permite que alguns dos x_{nit} sejam invariantes no tempo. Esse modelo pode ser estimado por mínimos quadrados generalizados, MQG. Ou

ainda, após estimar β_0^* e os β_ns por MQG, os u_i^* podem ser estimados a partir dos resíduos de acordo com:

$$\hat{u}_i^* = \frac{1}{T}\sum_t \left(\ln y_{it} - \hat{\beta}_0^* - \sum_n \hat{\beta}_n \ln x_{nit} \right). \quad (1.12)$$

As estimativas dos u_i são obtidas por meio da normalização:

$$\hat{u}_i = \max_i \{\hat{u}_i^*\} - \hat{u}_i^*. \quad (1.13)$$

Tais estimativas são consistentes quando $I \to +\infty$ e $T \to +\infty$.

Máxima verossimilhança

A estimação da fronteira de produção estocástica com eficiência técnica invariante no tempo também pode ser estimada por máxima verossimilhança, cujo procedimento é similar ao aplicado em dados de seção transversal [Kumbhakar e Lovell (2000)].

Eficiência técnica variante no tempo

A hipótese de que a eficiência técnica mantém-se constante ao longo do tempo é uma hipótese forte, sobretudo ao se tratar de uma análise em um ambiente competitivo. Para contornar tal problema, há duas abordagens: (i) a abordagem que modela a eficiência técnica variando ao longo do tempo por meio de modelos de efeitos fixos ou aleatórios; e (ii) a abordagem de máxima verossimilhança.

Cornwell, Schmidt e Sickles (1990) propuseram um modelo para dados de painel em que a ineficiência técnica varia no tempo e é capturada pelo intercepto da fronteira de produção:

$$\alpha_{it} = \theta_{i1} + \theta_{i2} t + \theta_{i3} t^2. \quad (1.14)$$

Esse modelo permite mensurar padrões de mudanças, específicos às firmas, na ineficiência técnica ao longo do tempo.

Lee e Schmidt (1993) propuseram uma generalização da variação da ineficiência técnica no tempo diferente de Schmidt e Sickles (1984). Os efeitos de ineficiências técnica foram definidos como sendo o produto dos efeitos da firma individual e do tempo:

$$\alpha_{it} = \theta_t \delta_i, \text{ (1.15)}$$

em que θ_t é um parâmetro não observado a ser estimado. A especificação completa desse modelo é:

$$y_{it} = \delta_i^{'} \zeta_t + X_{it}^{'} \beta + v_{it}, \text{ (1.16)}$$

$$\zeta_t = [1, \theta_t]; \ \theta_t = [\theta_2, \theta_3, ..., \theta_T]. \text{ (1.17)}$$

Nessa forma de modelagem, embora se ganhe flexibilidade na trajetória do tempo, impõe-se uma trajetória de tempo comum da variação da ineficiência técnica.

Na estimação de fronteiras de produção por máxima verossimilhança, houve um desenvolvimento paralelo. Nesses modelos, a variação temporal da ineficiência técnica foi modelada no componente de erro. Kumbhakar (1990) apresentou um modelo em que a ineficiência técnica varia no tempo:

$$y_{it} = \alpha_0 + X_{it}^{'} \beta + v_{it} - u_{it} \text{ (1.18)}$$

e consiste do produto de uma variável aleatória unilateral e uma função do tempo:

$$u_{it} = \xi(t) u_i, \text{ (1.19)}$$

$$\xi(t) = [1 + \exp(bt + ct^2)]^{-1}, \text{ (1.20)}$$

em que b e c são parâmetros desconhecidos e assume-se que u_i é i.i.d distribuído como normal-truncada ($u_i \leq 0$). Battese e Coelli (1992) estenderam esse modelo para o caso de dados de painel não balanceado, ao usar uma função do tempo diferente:

$$u_{it} = u_i \cdot \exp[-\eta(t - T)] \text{ (1.21)}$$

Em todos esses modelos, assume-se que a variação da ineficiência é a mesma para todas as firmas.

Mais recentemente, surgiram modelos de fronteira estocástica que permitem padrões, específicos às firmas, de variação temporal na ineficiência técnica. Em Heshmati e Kumbhakar (1994), a eficiência técnica varia ao logo do tempo e entre as firmas. Eles especificaram um modelo em que o componente de erro é:

$$\varepsilon_{it} = \gamma_i + v_{it} + u_{it}, \quad (1.22)$$

ou seja, ε_{it} é decomposto em três componentes: (i) um componente específico à firma e invariante no tempo (γ_i); (ii) uma variável aleatória não-positiva assimétrica (u_{it}), representando a ineficiência técnica; e (iii) um ruído branco simétrico (v_{it}). Entretanto, uma desvantagem desse modelo é que se assume que a ineficiência técnica é i.i.d. através dos indivíduos e do tempo, de modo que a variação temporal da ineficiência técnica não pode ser testada.

Battese e Coelli (1995) estenderam a abordagem de Kumbhakar, Ghosh e McGuckin (1991) e Reifschneider and Stevenson (1991), na qual os efeitos de ineficiência são definidos como funções explícitas de alguns fatores específicos às firmas. Battese e Coelli propuseram uma fronteira de dados de painel em que se assume que o termo de ineficiência técnica não-negativo segue uma distribuição truncada com diferentes médias para cada individuo. Desse modo, as distribuições dos efeitos da ineficiência técnica não são as mesmas, mas funções de variáveis observáveis. Portanto, os efeitos de ineficiência técnica são distribuídos independentemente, mas não identicamente distribuídos. A variação da ineficiência técnica é, nesse modelo, específica à firma. Os u_{it} são variáveis aleatórias não negativas distribuídas independentemente e são obtidos ao se truncar a distribuição $N(\mu_{it},\sigma^2)$:

$$\mu_{it} = z_{it}\delta, \quad (1.23)$$

em que z_{it} é um vetor de variáveis explicativas observáveis e δ é um vetor de parâmetros desconhecidos. Conseqüentemente, os efeitos de ineficiência são definidos como:

$$u_{it} = z_{it}\delta + W_{it}. \quad (1.24)$$

W_{it} é uma variável aleatória definida pelo truncamento de uma distribuição normal com $-z_{it}$ sendo o ponto de truncamento (ou seja, $W_{it} \geq -z_{it}$). Deve-se notar que o objetivo desse modelo é diferente dos anteriores, os quais tentavam identificar os determinantes das ineficiências técnicas entres as firmas.

Kumbhakar e Heshmati (1995) e Kumbhakar e Hjalmarsson (1995) misturam os métodos tradicionais de dados de painel e de máxima verossimilhança e introduziram uma nova

especificação que faz distinção entre componentes de ineficiência persistentes e residuais. Partindo da mesma especificação apontada acima para o termo de erro, a saber:

$$\varepsilon_{it} = \gamma_i + v_{it} + u_{it}, \quad (1.25)$$

eles normalizam os efeitos específicos à firma para obter um componente persistente, ou ainda, um efeito fixo, aos moldes de Schmidt e Sickles (1984), e o componente residual é estimado como um componente de erro unilateral.

Cuesta (2000) propõe um modelo que permite padrões, específicos às firmas, de variação temporal na ineficiência usando um modelo de componente de erro. Nessa abordagem, o modelo é desenvolvido para fronteiras estocásticas, permite testar variação temporal da ineficiência técnica e não impõe um padrão comum de variação da ineficiência.

Cuesta define o termo de ineficiência como:

$$u_{it} = u_i \cdot \exp[-\xi_i (t - T)] \quad (1.26)$$

em que ξ_i são parâmetros específicos às firmas que respondem a diferentes padrões de variação temporal entre as firmas, e u_{it} é o truncamento positivo de uma distribuição $N(\mu,\sigma^2)$. Em comum com outros modelos de fronteira estocástica, esse modelo também assume independência entre inputs e ineficiência técnica.

O modelo de fronteira estocástica completo de Cuesta pode ser escrito como:

$$Y_{it} = f(X_{it}, \beta) + \varepsilon_{it}, \quad (1.27)$$

$$\varepsilon_{it} = v_{it} - \exp[-\xi_i (t - T)] u_i \quad (1.28)$$

em que os v_{it}'s são variáveis aleatórias independente e identicamente distribuídas (i.i.d.) $N(0,\sigma_v^2)$, e em que se assume que os u_i's são truncamentos não-negativos da distribuição $N(0,\sigma_u^2)$ e que os u_i's e os v_{it}'s são independentes.

2. Fronteira de produção e progresso tecnológico mundial

2.1. Introdução

A literatura de fronteira estocástica de produção tem como foco a análise e a mensuração dos diferenciais de produtividade entre diferentes empresas de um setor ou entre setores da atividade econômica – diferenciais de produtividade determinados pela evolução das eficiências técnicas, de escala e alocativas e pela evolução do progresso tecnológico.

Alguns estudos recentes utilizam as técnicas da fronteira estocástica de produção em contextos mais agregados, ou seja, para a identificação dos diferenciais de produtividade das economias nacionais – veja-se Pires (2004) e Bandeira (2005).[6] O mérito decorrente da originalidade desses estudos está no fato de que, ao estimar uma fronteira mundial de produção, ao avaliar a evolução da produtividade dos países e ao decompor essa produtividade em eficiências técnicas, de escala, alocativas e tecnológicas, esses estudos trazem novas interpretações para as diferentes trajetórias econômicas, e suas implicações políticas, seguidas por diferentes países.

Entre os resultados desses estudos, aparece com destaque a elevada participação do progresso tecnológico na explicação do crescimento econômico dos países. Ou ainda, os resultados mostram que o progresso tecnológico não é somente a variável-chave para o crescimento, mas é também importante para explicar diferenças de níveis de produto das economias ao longo do tempo. No entanto, as estimativas obtidas nesses primeiros trabalhos que utilizaram as técnicas de fronteira estocástica de produção apresentam algumas carências quando colocadas sob a análise e a interpretação econômica.

Em Pires (2004), por exemplo, a taxa estimada de progresso técnico entre 1995 e 2000 é negativa para 69 de 72 economias que compõem a amostra do estudo – inclusive países com reconhecidas contribuições para o desenvolvimento tecnológico mundial, como França, Reino Unido, Suíça e Itália – Pires (2004, p. 81). Esse fato não passa despercebido pelo autor: *"Os resultados para os números absolutos do progresso técnico parecem um pouco estranhos à primeira vista, por serem quase todos negativos. Contudo, a ordenação*

[6] Um estudo recente nessa área é o trabalho de Cornwell e Wächter (1999), que emprega uma amostra de países da Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE) para o período 1965 a 1990. Outro artigo interessante que analisa a produtividade de países a partir das técnicas de *DEA* é o de Rao e Coelli (1999).

parece bastante condizente com a intuição sobre o desempenho tecnológico das nações." Pires (2004, p. 85).

Em Bandeira (2005), para uma amostra de 38 países, entre 1960 e 2000, a taxa média de progresso técnico das economias é negativa, de -0,02% ao ano. No período 1995-2000, 31 países apresentam regresso tecnológico; entre estes também constam economias com reconhecida contribuição para o desenvolvimento tecnológico mundial, tais como Noruega, Suécia e Canadá. A autora também reconhece que as estimativas das taxas de progresso tecnológico, embora sigam uma ordenação com significado econômico, são, em média, reduzidas.

Este capítulo discutirá o modelo proposto por Battese e Coelli (1992), o qual foi utilizado nos estudos de Pires e Bandeira, e comparará os resultados de tal modelo – a partir de uma amostra de países – com um modelo alternativo pouco conhecido na literatura e sugerido por Coelli (2003), o qual teoricamente apresenta menos restrições sobre a componente do termo de erro que é passível de modelagem nos trabalhos de fronteira estocástica, qual seja, a componente representante da ineficiência técnica *u*.

2.2. Modelo econométrico e dados

Abordagem econométrica

A equação (2.1) e a especificação dada por Battese e Coelli (1992) para o termo u_{it} – equação (1.21) do Capítulo 1 – fazem com que a eficiência técnica de todos os produtores siga a mesma direção de tendência, ou seja, impõe uma restrição: a eficiência técnica de todos os produtores apresenta uma tendência de crescimento ou de decrescimento ao longo de todo o período, o que, para muitos casos, é improvável ocorrer.

$$Y_{it} = \alpha_0 + X_{it}^{'}\beta + v_{it} - u_{it} \quad (2.1)$$

$$u_{it} = u_i \cdot \exp[-\eta(t-T)] \quad (1.21)$$

A abordagem econométrica alternativa apresentada aqui combina a equação (2.1) com a premissa de distribuição do componente u_{it} do modelo estatístico em que o tempo é variante, mas sem impor a restrição quanto ao comportamento da eficiência técnica das firmas ao longo do tempo. Isto é, o modelo aqui utilizado possibilita que a eficiência técnica varie livremente ao longo do tempo e para um determinado produtor e para todos os

produtores em seu conjunto. Portanto, esse modelo denominado de *modelo de eficiência técnica idiossincrásica* será, por vezes, chamado de *modelo irrestrito*, no sentido exato de que ele não impõe um determinado comportamento à evolução temporal da eficiência técnica.

O modelo de eficiência idiossincrásica está sugerido em Coelli (2003). Na prática, o modelo de painel de firmas é estimado por máxima verossimilhança, tratando cada observação individualmente. Ou seja, se há no banco de dados t períodos e n produtores, totalizando um conjunto de dados da ordem de $t \times n$, considera-se um único período de tempo ($t = 1$) e trata-se cada observação como um produtor (portanto, como se houvesse $t \times n$ produtores). Esse procedimento (Coelli, 2003) resulta em uma estimativa de u_{it} específica para cada produtor em cada período de tempo, ou ainda, um mesmo produtor (que na presente análise é um país) pode ter crescimento e decrescimento da eficiência técnica ao longo de um período analisado, assim como para tal período, há países que podem ter crescimento e outros, decrescimento. Nesse modelo, o componente de erro u_{it} é estimado considerando a hipótese de uma distribuição normal-truncada, como exposto no Capítulo 1.

Note-se que essa situação é distinta da prevista pelos modelos em que η é diferente para cada produtor, ou seja, em que η é específico de país – mas, dado o país, é constante ao longo do tempo – como o proposto por Cuesta (2000). Ainda assim, o modelo de Cuesta impõem que cada país siga um padrão determinado de evolução da eficiência técnica, portanto, é mais restrito que o modelo alternativo estimado neste estudo.

O modelo estimado para a fronteira de produção estocástica translog é:

$$Y_{nt} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{K} \alpha_i x_{int} + 0,5 \sum_{i=1}^{K} \sum_{j=1}^{K} \alpha_{ij} x_{int} x_{jnt} + \sum_{i=1}^{K} \delta_i x_{int} t + \lambda_t t + 0,5 \lambda_{tt} t^2 + v_{nt} - u_{nt} \text{ , } (2.2)$$

em que os índices subscritos n e t denominam, respectivamente, o país e o período de tempo; y_{nt} é o logaritmo do produto; x_{int} é o logaritmo do i-ésimo insumo; t é uma tendência temporal, utilizada para estimar a influência do processo de progresso tecnológico; v_{nt} é um termo de ruído branco; u_{nt} é o termo de ineficiência; e as variáveis gregas são os parâmetros a serem estimados. As taxas de variação percentual do progresso tecnológico são estimadas diretamente da equação (2.2). Para tanto, utiliza-se a seguinte expressão:

$$\partial Y_{nt} / \partial t = \lambda_t + \lambda_{tt} t + \sum_{k=1}^{K} \delta_k x_{knt} \ . \quad (2.3)$$

A fronteira de produção estimada neste estudo parte da premissa que o produto de cada economia é função do estoque de capital e da força de trabalho empregados na produção. Assim, a função translog assume a seguinte especificação:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = \alpha_0 + \lambda_t . t + \alpha_K \ln K_{it} + \alpha_L \ln L_{it} + \frac{1}{2} \cdot \lambda_{tt} . t^2 + \frac{1}{2} \alpha_{KK} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \alpha_{LL} (\ln L_{it})^2 + \\ + \frac{1}{2} \alpha_{KL} (\ln K_{it}) \cdot (\ln L_{it}) + \delta_{Kt} (\ln K_{it} \cdot t) + \delta_{Lt} (\ln L_{it} \cdot t) + v_{it} - u_{it} \end{aligned} , \quad (2.4)$$

com o progresso técnico definido por:

$$\partial \ln Y_{nt} / \partial t = \lambda_t + \lambda_{tt} t + \delta_{Kt} \left(\ln K_t \cdot t \right) + \delta_{Lt} \left(\ln L_t \cdot t \right) . \quad (2.5)$$

A fim de interpretar diretamente os parâmetros estimados de primeira ordem na função translog como estimativas das elasticidades de produção (calculadas com relação às médias amostrais), os dados foram transformados em desvios com relação à sua média geométrica amostral – vale dizer, isso não altera os resultados obtidos, mas é tão-somente uma maneira conveniente para interpretá-los (ver Coelli, 2003).

Dados

O conjunto de dados utilizado para ilustrar a técnica empregada neste capítulo vem de duas fontes: (i) *Penn World Tables* (PWT), versão 6.1; e (ii) *World Development Indicators* (2002), do Banco Mundial. São 540 observações correspondentes a dados de produto interno bruto, capital e trabalho de 60 países[7] entre 1960-2000, considerados períodos qüinqüenais.

Série do Produto (y): Corresponde ao produto interno bruto em dólares constantes de 1996 ajustados à paridade do poder de compra, obtida em PWT.

Série do Capital (k): A série de capital foi construída a partir das séries da taxa de investimento e da taxa de crescimento do produto bruto em dólares constantes de 1996,

[7] Alemanha, Argentina, Austrália, Áustria, Bélgica, Bolívia, Brasil, Canadá, Chile, China, Cingapura, Colômbia, Coréia do Sul, Costa Rica, Dinamarca, Egito, El Salvador, Equador, Espanha, Estados Unidos, Filipinas, Finlândia, França, Holanda, Grécia, Guatemala, Honduras, Hong Kong, Índia, Indonésia, Irlanda, Islândia, Israel, Itália, Jamaica, Jordânia, Japão, Luxemburgo, Malásia, Marrocos, México, Nicarágua, Noruega, Nova Zelândia, Panamá, Paquistão, Paraguai, Peru, Portugal, Reino Unido, República Dominicana, Síria, Sri Lanka, Suécia, Suíça, Tailândia, Trinidad e Tobago, Turquia, Uruguai e Venezuela.

ambas obtidas em PWT. A metodologia utilizada é a de inventário perpétuo proposta por Nehru e Dhareshwar (1993). O valor do estoque de capital no instante inicial, K_0, é calculado de acordo com a seguinte expressão:

$$K_0 = \bar{I}_t / (g_y + d)$$

em que $\bar{I}_t$ é o investimento médio de sete anos centrado na mediana – correspondente à série de investimento em dólares constantes de 1996 do PWT; g_y é à taxa média de variação do investimento anual do mesmo período de sete anos; e d é a taxa de depreciação, igual a 4% ao ano.

Para o cálculo da série de estoque de capital, são utilizadas as seguintes equações:

$$(K_t - K_{t-1})/K_{t-1} = -d + (I_t / K_{t-1}) \quad \text{e} \quad K_t = (1-d).K_{t-1} + I_t$$

em que I_t é a média do investimento anual no período t e $(t - 1)$.

Série do Trabalho (l): corresponde à população em idade ativa, de 15 a 64 anos, do *World Development Indicators* (2002).

As estatísticas sumariadas dos valores amostrais das variáveis dos modelos são apresentadas na Tabela 2.1. As estatísticas das variáveis transformadas empregadas nas estimações constam da Tabela 2.2. O Anexo 1 traz os histogramas dessas variáveis.

Tabela 2.1 Estatísticas descritivas das variáveis originais

Série	Ano	Média amostral	Desvio padrão	Mínimo	Máximo
Produto (US$ bilhões)	1960	127,699	320,643	1,417	2.315,291
	1965	164,797	408,037	2,003	2.943,310
	1970	210,752	494,598	2,211	3.472,980
	1975	253,397	575,299	3,026	4.009,145
	1980	309,000	701,874	4,093	4.902,522
	1985	357,435	818,150	4,590	5.681,338
	1990	432,278	975,775	5,360	6.677,395
	1995	514,125	1.130,757	5,496	7.489,587
	2000	613,473	1.382,445	6,933	9.101,388
Capital (US$ bilhões)	1960	343,384	998,184	1,285	7.040,473
	1965	438,401	1.194,138	2,021	7.968,952
	1970	569,444	1.495,254	2,863	9.424,380
	1975	732,381	1.868,058	3,878	11.135,514
	1980	902,158	2.282,575	5,881	13.414,362
	1985	1.061,012	2.692,879	6,987	15.701,292
	1990	1.253,520	3.179,879	8,349	18.232,004
	1995	1.455,909	3.673,977	8,506	20.405,515
	2000	1.686,211	4.250,863	10,238	24.175,573
Trabalhadores (milhares)	1960	21,671	58,518	0,101	375,314
	1965	23,436	62,694	0,111	396,377
	1970	26,122	71,475	0,120	457,914
	1975	29,097	80,255	0,132	514,196
	1980	32,608	91,271	0,143	586,278
	1985	36,577	104,484	0,153	678,076
	1990	40,384	116,848	0,164	757,644
	1995	43,803	126,555	0,172	812,578
	2000	47,417	136,676	0,183	862,212

Tabela 2.2 Estatísticas descritivas das variáveis transformadas*

Série	Média	Mínimo	Máximo	Desvio padrão	Assimetria**	Curtose***
Ln do produto*	0,000000	-4,017704	4,749841	1,718398	0,168906	-0,502934
Ln do capital*	0,000000	-4,695245	5,147100	2,040858	0,130029	-0,636994
Ln do trabalho*	0,000000	-4,293302	4,758834	1,655391	0,272938	0,187892
$(\text{Ln do capital})^2$	2,078693	0,000015	13,246317	2,424435	1,879201	3,816276
$(\text{Ln do trabalho})^2$	1,367622	0,000000	11,323251	2,018854	2,622286	7,134764
Interação Ln do capital com Ln do trabalho	2,309426	-3,139793	16,593800	3,427842	1,457259	2,090800

Nota (*): desvios em relação á média geométrica; (**) Erro padrão da assimetria = 0,105118; (***) Erro padrão da curtose = 0,209853.

2.3. Resultados econométricos

As tabelas 2.3 e 2.4 apresentam as estimativas dos modelos irrestrito e restrito, respectivamente. No modelo irrestrito, todos os coeficientes são significativamente diferentes de zero a um nível de significância inferior a 1%. Para a estimação desse modelo, faz-se a restrição de que o parâmetro η é zero; quanto ao parâmetro μ, testes estatísticos preliminares mostraram que ele não é diferente de zero, portanto também aparece com a restrição igual a zero, o que implica dizer que a ineficiência técnica tem distribuição semi-normal.

Tabela 2.3 Modelo de eficiência técnica idiossincrásica (Modelo Irrestrito)

lnY	Coeficientes	Erro Padrão	t	P>t	Intervalo de confiança 95%	
					inferior	superior
α_0	0,16343	0,03545	4,61028	0,00001	0,0939	0,2329
α_K	0,50623	0,00601	84,16906	0,00000	0,4945	0,5180
α_L	0,48977	0,00734	66,74301	0,00000	0,4754	0,5042
λ_t	0,02553	0,00333	7,67088	0,00000	0,0190	0,0321
α_{KK}	–0,02853	0,01051	–2,71592	0,00684	–0,0491	–0,0079
α_{KL}	0,03937	0,00971	4,05269	0,00006	0,0203	0,0584
δ_{Kt}	0,01402	0,00272	5,15155	0,00000	0,0087	0,0194
α_{LL}	–0,03660	0,00893	–4,10102	0,00005	–0,0541	–0,0191
δ_{Lt}	–0,01013	0,00319	–3,18029	0,00156	–0,0164	–0,0039
λ_{tt}	–0,00962	0,00292	–3,30053	0,00103	–0,0153	–0,0039
μ	Restrito a zero					
η	Restrito a zero					
σ^2	0,05173	0,00903	5,72909	0,00000		
γ	0,50810	0,16760	3,03163	0,00256		
Num. de obs. = 540				Log likelihood = 139,756080		

Os sinais dos coeficientes do capital, do trabalho e do progresso tecnológico mostram que tais fatores têm efeito positivo sobre o produto, assim como as interações capital/trabalho e capital/progresso tecnológico. Nota-se também que esse efeito positivo

do capital, do trabalho e do progresso tecnológico sobre o produto é decrescente, dado que o quadrado dessas variáveis têm sinal negativo. Finalmente, a interação trabalho/progresso tecnológico apresenta sinal negativo, indicando que a tecnologia é poupadora de mão-de-obra.

No modelo restrito (Tabela 2.4)[8], μ é significativamente diferente de zero, o que indica que a distribuição de u é normal-truncada em um valor (0,23214) que é estatisticamente diferente de zero. A estimativa do parâmetro η é positiva e significativamente diferente de zero, o que implica que a eficiência técnica cresce a taxas decrescentes para todos os países. Os coeficientes dos fatores de produção capital e trabalho são significativamente diferentes de zero; já a constante do progresso tecnológico não apresenta significância estatística a 10%. As interações das variáveis são estatisticamente diferentes de zero a 1%, com exceções da interação capital/trabalho e do quadrado da variável trabalho, cujos p-valor são, respectivamente, 0,02852 e 0,26379. Quanto aos sinais dos coeficientes no modelo restrito, nota-se que a constante do progresso tecnológico tem efeito negativo sobre o produto, algo bastante contra-intuitivo.

Tabela 2.4 Modelo de eficiência técnica B&C-92 (Modelo Restrito)

lnY	Coeficientes	Erro Padrão	t	P>t	Intervalo de confiança 95%	
					inferior	superior
α_0	0,35377	0,05055	6,99845	0,00000	0,2547	0,4528
α_K	0,57622	0,01849	31,16385	0,00000	0,5400	0,6125
α_L	0,39616	0,02876	13,77432	0,00000	0,3398	0,4525
λ_t	–0,00741	0,00675	–1,09756	0,27292	–0,0206	0,0058
α_{KK}	–0,05212	0,01544	–3,37569	0,00079	–0,0824	–0,0219
α_{KL}	0,03530	0,01607	2,19642	0,02852	0,0038	0,0668
δ_{Kt}	0,01604	0,00325	4,93767	0,00000	0,0097	0,0224
α_{LL}	0,02339	0,02091	1,11873	0,26379	–0,0176	0,0644
δ_{Lt}	–0,01057	0,00379	–2,78960	0,00548	–0,0180	–0,0031
λ_{tt}	–0,00695	0,00217	–3,19963	0,00146	–0,0112	–0,0027
μ	0,23214	0,06799	3,41414	0,00069		
η	0,06886	0,01287	5,35248	0,00000		
σ^2	0,04457	0,01412	3,15532	0,00170		
γ	0,70662	0,09632	7,33641	0,00000		
Num. de obs. = 540				Log likelihood = 305,20244		

A série de eficiência técnica do modelo irrestrito tem uma menor variação entre países relativamente à variação ao longo do tempo do que a do modelo restrito. A Tabela 2.5 traz

[8] Os coeficientes e estatísticas do modelo restrito são muito próximos dos obtidos no estudo de Bandeira (2005).

essa decomposição da variância: no modelo irrestrito, o desvio padrão dentro dos países, ou seja, ao longo do tempo, corresponde a 75,9% do desvio padrão da ineficiência técnica entre países. Já no caso do modelo restrito, essa relação é de 36,0%. Além disso, há uma diferença grande de médias: o modelo irrestrito apresenta uma ineficiência média de 12,8%, contra 35,4% no modelo restrito. Por isso, o menor peso da ineficiência técnica na variação total da parte não-observada do modelo. No modelo irrestrito, o coeficiente γ, que mede a participação da variância de u_{it} na variância total de ε_{it} é de 50,8% (Tabela 2.3); no modelo restrito, essa participação é de 70,7% (Tabela 2.4).[9]

Tabela 2.5 Decomposição da variância da ineficiência técnica – (u_{it})

Modelo		Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo	Observações
Irrestrito	Total	0,125890	0,052197	0,039883	0,354566	N = 540
	Entre		0,041772	0,069242	0,263840	n = 60
	Dentro		0,031710	0,012808	0,259051	T = 9
Restrito	Total	0,354426	0,210871	0,016129	1,208615	N = 540
	Entre		0,199722	0,021535	0,932374	n = 60
	Dentro		0,071902	0,119020	0,630667	T = 9

Vale observar que a variância do erro total ($\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$) no modelo irrestrito (0,0351) é menor do que no modelo restrito (0,0590), o que implica um coeficiente de determinação ligeiramente maior do primeiro: 98,8% contra 98,0%.

2.4. Interpretação econômica

Dados os coeficientes da função translog dos dois modelos, parte-se então para a apresentação dos resultados derivados de sua estimação, a saber, os resultados da eficiência técnica, do progresso tecnológico e dos retornos de escala.

Eficiência técnica

A Tabela 2.5 mostra o ranking da eficiência técnica – um menos o valor de u calculado a partir do software Frontier 4.1 –, na média do período 1960-2000, segundo os modelos irrestrito e restrito.

[9] Os histogramas expostos no Anexo 2 permitem uma comparação das distribuições estimadas de u_{it} e v_{it} de cada modelo.

Tabela 2.5 Ranking de eficiência técnica – Média do período 1960-2000

posto	Modelo Irrestrito	Eficiência técnica	posto	Modelo Restrito	Eficiência técnica
1	Canadá	0,9333	1	Guatemala	0,9795
2	Estados Unidos	0,9328	2	México	0,9493
3	Guatemala	0,9319	3	Sri Lanka	0,9399
4	México	0,9279	4	Egito	0,9217
5	Trinidad Tobago	0,9228	5	Estados Unidos	0,9166
6	Paraguai	0,9214	6	Paquistão	0,9149
7	Turquia	0,9194	7	Paraguai	0,9109
8	Austrália	0,9185	8	El Salvador	0,9108
9	Hong Kong	0,9179	9	Nicarágua	0,9104
10	Israel	0,9153	10	Turquia	0,8926
11	Egito	0,9147	11	Canadá	0,8855
12	Luxemburgo	0,9139	12	Venezuela	0,8708
13	Paquistão	0,9117	13	Marrocos	0,8538
14	Grã-Bretanha	0,9111	14	Equador	0,8152
15	El Salvador	0,9102	15	Filipinas	0,8087
16	Índia	0,9074	16	Grã-Bretanha	0,8032
17	Marrocos	0,9066	17	Indonésia	0,8014
18	Sri Lanka	0,9065	18	Colômbia	0,7952
19	Venezuela	0,9053	19	Austrália	0,7921
20	Nova Zelândia	0,9031	20	República Dominicana	0,7849
21	Indonésia	0,9016	21	Honduras	0,7793
22	Colômbia	0,8988	22	Chile	0,7781
23	Ilhas Maurício	0,8966	23	Ilhas Maurício	0,7772
24	Chile	0,8965	24	Trinidad Tobago	0,7737
25	Dinamarca	0,8955	25	Tailândia	0,7640
26	Irlanda	0,8916	26	Jordânia	0,7559
27	Itália	0,8915	27	Argentina	0,7378
28	Equador	0,8899	28	Hong Kong	0,7350
29	Holanda	0,8895	29	Israel	0,7325
30	Suécia	0,8895	30	Costa Rica	0,7270
31	Bélgica	0,8893	31	Itália	0,7162
32	Islândia	0,8862	32	França	0,7027
33	Costa Rica	0,8846	33	Brasil	0,6928
34	Cingapura	0,8840	34	Índia	0,6902
35	França	0,8826	35	Nova Zelândia	0,6830
36	República Dominicana	0,8819	36	Holanda	0,6803
37	Argentina	0,8819	37	Grécia	0,6764
38	Nicarágua	0,8811	38	Espanha	0,6737
39	Tailândia	0,8811	39	Panamá	0,6636
40	Filipinas	0,8809	40	Bélgica	0,6556
41	Espanha	0,8779	41	Suécia	0,6527
42	Grécia	0,8776	42	Dinamarca	0,6484
43	Jordânia	0,8774	43	Coréia	0,6408
44	Áustria	0,8759	44	Alemanha	0,6381
45	Panamá	0,8750	45	Portugal	0,6379
46	Suíça	0,8739	46	Irlanda	0,6284
47	Brasil	0,8738	47	Suíça	0,6241
48	Finlândia	0,8695	48	Áustria	0,6235
49	Portugal	0,8684	49	Cingapura	0,6193
50	Uruguai	0,8638	50	Uruguai	0,6111
51	Honduras	0,8613	51	Peru	0,6030
52	Noruega	0,8558	52	Finlândia	0,5825
53	Coréia	0,8538	53	Bolívia	0,5747
54	Alemanha	0,8507	54	Japão	0,5707
55	China	0,8235	55	Síria	0,5433
56	Peru	0,8213	56	Noruega	0,5259
57	Japão	0,8185	57	Jamaica	0,5111
58	Bolívia	0,8013	58	Luxemburgo	0,5030
59	Jamaica	0,7715	59	China	0,4735
60	Síria	0,7709	60	Islândia	0,4115

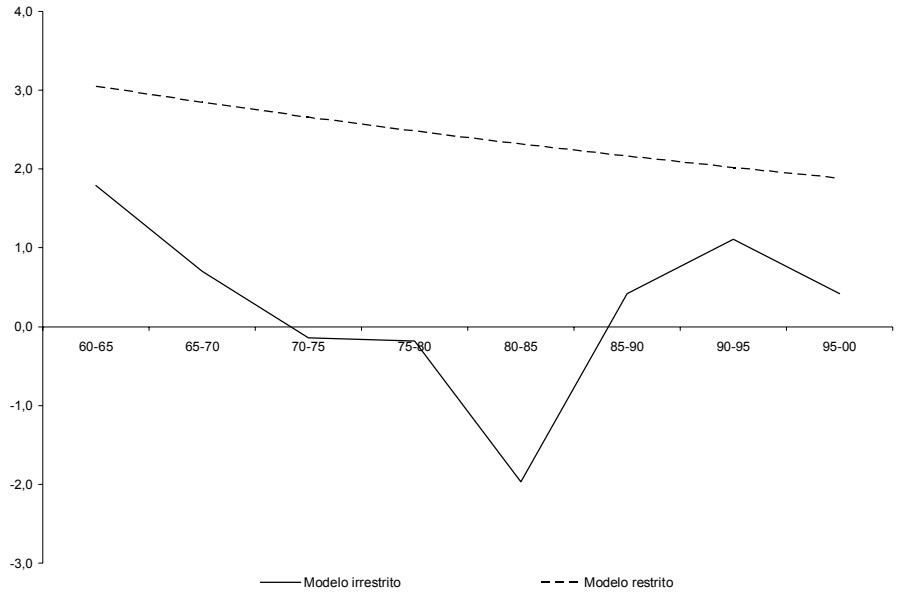
Uma primeira observação com relação às estimativas obtidas diz respeito à variância do ranking de eficiência nos dois modelos: no modelo restrito, a variância da eficiência técnica média é 14 vezes maior do que a do modelo restrito. Assim, no modelo irrestrito, o pior país do ranking (Síria) está a 23% da fronteira de produção, considerando seu conjunto de insumos e tecnologia, enquanto no modelo restrito o último país do ranking (Islândia) está a

mais de 58% da fronteira. Outro ponto que chama a atenção, tanto no modelo de eficiência idiossincrásica como no modelo B&C-92, é a presença de países considerados em desenvolvimento, como Guatemala, México e Egito, entre outros, no topo da lista. Uma vez mais, de acordo a definição de eficiência técnica aqui exposta, isso significa que, para seus níveis de insumos e tecnologia, esses países estão obtendo níveis de produção possíveis com menor ineficiência técnica. Nota-se também que, no modelo irrestrito, um número maior de países desenvolvidos aparece nos primeiros lugares do ranking.

As taxas de variação percentual média da eficiência técnica calculada para os 60 países no período 1960-2000, segundo os modelos irrestrito e restrito, aparecem nas Tabelas A.3.1 e A.3.2 do Anexo 3. Tais valores são estimados diretamente da diferenciação no tempo da equação (1.21): a variação da eficiência técnica é calculada pelo logaritmo da divisão da eficiência técnica no período t e período $(t - 1)$ do enésimo país, ou seja, ln (EF_{nt}/EF_{nt-1}).

O Gráfico 2.1 mostra a taxa média de variação qüinqüenal da eficiência técnica para o conjunto dos 60 países em oito pontos no tempo (1960-65, 1965-70, ...1990-95, 1995-2000). Numa primeira aproximação, observa-se que o modelo restrito "força" uma tendência média decrescente, quase linear, da eficiência técnica para o conjunto dos países, enquanto o modelo irrestrito apresenta oscilações acentuadas ao longo do período.

Gráfico 2.1 Taxas médias de variação qüinqüenal da eficiência técnica



Em termos econômicos, o modelo de eficiência idiossincrásica identifica oscilações da eficiência técnica com períodos bem caracterizados da economia mundial. A taxa de variação da eficiência técnica apresenta comportamento decrescente ao passar do período 1960-65 para 1965-70, momento em que o assim chamado período de ouro do capitalismo já havia passado e se observava uma queda do vigor das principais economias do mundo, ou ainda, momento em que as políticas keynesianas já não eram suficientes para reverter tendências recessivas das economias. Entre 1965-70 e 1975-80, a taxa de variação da eficiência técnica torna-se negativa, período que coincide com os dois choques do petróleo. Note-se que, nesse período, os países desenvolvidos apresentam redução da eficiência técnica mais acentuada que a experimentada pelos países em desenvolvimento, possivelmente em razão da maior dependência do petróleo decorrente do maior grau de industrialização (Tabela A.3.3 do Anexo 3). Do período 1975-80 para 1980-85, a estimativa da taxa de variação da eficiência técnica ainda continua negativa e atinge seu mais baixo valor. É nesse período que se registra a crise da dívida dos países em desenvolvimento e a desaceleração do crescimento econômico mundial. Nessa comparação temporal, são os países em desenvolvimento que apresentam maior redução na taxa de variação da eficiência técnica. Nos períodos 1985-90 e 1990-95, há uma retomada da taxa de variação da eficiência técnica media dos países, a qual volta a ser positiva, espelhando o comportamento observado no mundo de recuperação do crescimento econômico dos países em desenvolvimento, de redução do desemprego e de abertura comercial. Finalmente, em 1995-2000, a taxa de eficiência técnica continua positiva, mas volta ao patamar do período 1985-90, seguindo de perto os ajustes econômicas impostos pelas crises asiáticas e russa.

Em suma, o modelo de eficiência idiossincrásica apresenta-se mais sensível para capturar as oscilações da eficiência técnica dentro de um contexto histórico-econômico. Vale notar que as estatísticas de estoque de capital e força de trabalho empregadas nas estimativas dos dois modelos não consideram qualquer ajuste com relação ao nível de utilização dos fatores, ao passo que as informações de evolução da produção contém variações de curto prazo. Nesse caso, uma redução do nível de utilização de fatores implicaria redução de produto sem que isso decorra de uma alteração nos estoques de capital ou de trabalho disponíveis. Haveria, assim, uma redução da produtividade, a qual estaria sendo capturada pelo componente de ineficiência técnica. Portanto, pode-se sugerir

que há uma relação entre os índices de eficiência técnica do modelo irrestrito, em cada período de tempo e para cada grupo de países, com a evolução do desemprego de fatores de produção – estes, fortemente influenciados por flutuações de curto prazo. Neste sentido, pode-se especular que a técnica empregada pelo modelo irrestrito possivelmente ajusta melhor as observações para o que seria considerado um modelo de longo prazo, incorporando na medida de ineficiência técnica parte do que convencionalmente é chamado de hiato do produto.

Progresso tecnológico

Como foi apresentado na seção 2.2, as taxas de variação percentual do progresso tecnológico são estimadas diretamente da equação (2.5) para os 60 países no período 1960-2000. Ao se tomar a média de dois períodos, tem-se a taxa de variação média do progresso tecnológico entre os períodos da amostra de dados – Tabelas A.3.5 e A.3.6 do Anexo 3. O ranking da taxa de variação do progresso tecnológico estimada para os 60 países ao longo de 1960-2000 é apresentado na Tabela 2.7, segundo os dois modelos.

A ordenação dos países não é muito diferente quando se compara os modelos irrestrito e restrito. No entanto, os níveis das taxas de progresso tecnológico calculados pelo modelo restrito são baixos e, para mais de um terço dos países, são negativas – algo que já estava presente nas estimativas de Pires (2004) e Bandeira (2005), ambos baseados no modelo de Battese e Coelli (1992). Isso ocorre pois, ao se impor uma mesma tendência de eficiência técnica para todos os países, retira-se da variável temporal do modelo (*proxy* do progresso tecnológico) boa parte de sua variância. Em outros termos, a eficiência técnica "disputa" com a variável temporal pela influência de longo prazo sobre a produção dos países. Daí a principal qualidade do modelo de eficiência idiossincrásica aqui apresentado: ao deixar a eficiência técnica variar livremente entre os países e ao longo do tempo para cada país, o progresso tecnológico assume esse papel de tendência de mais longo sobre o produto.

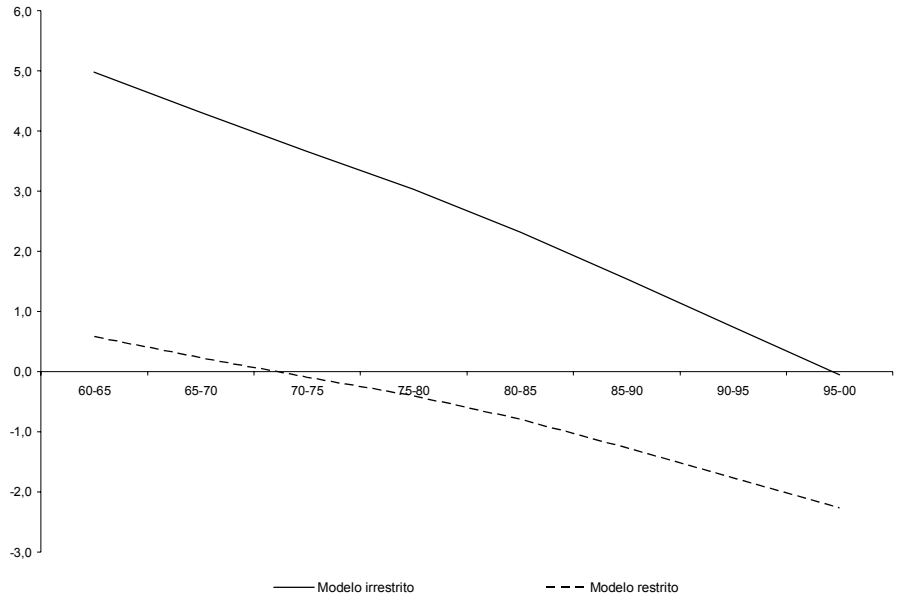
Tabela 2.7 Ranking do progresso tecnológico, taxa média no período 1960-2000

posto	Modelo Irrestrito	Progresso tecnológico (%)	posto	Modelo Restrito	Progresso tecnológico (%)
1	Japão	5,880	1	Estados Unidos	3,378
2	Estados Unidos	5,875	2	Japão	3,315
3	Alemanha	5,783	3	Alemanha	3,167
4	Suíça	5,712	4	Suíça	2,830
5	França	5,421	5	França	2,709
6	Suécia	5,029	6	Itália	2,244
7	Itália	5,008	7	Grã-Bretanha	2,093
8	Noruega	4,993	8	Suécia	2,072
9	Holanda	4,957	9	Holanda	2,044
10	Dinamarca	4,950	10	Noruega	1,955
11	Grã-Bretanha	4,877	11	Dinamarca	1,932
12	Austrália	4,775	12	Canadá	1,864
13	Canadá	4,750	13	Austrália	1,838
14	Áustria	4,717	14	Bélgica	1,728
15	Bélgica	4,714	15	Áustria	1,704
16	Finlândia	4,486	16	Espanha	1,479
17	Espanha	4,381	17	Finlândia	1,396
18	Nova Zelândia	4,078	18	Nova Zelândia	0,881
19	Luxemburgo	3,885	19	Argentina	0,687
20	Argentina	3,714	20	Luxemburgo	0,447
21	Grécia	3,488	21	Grécia	0,320
22	Islândia	3,382	22	Irlanda	0,041
23	Irlanda	3,345	23	Portugal	-0,085
24	Israel	3,204	24	Israel	-0,109
25	Portugal	3,135	25	Brasil	-0,164
26	Hong Kong	3,103	26	Islândia	-0,187
27	Venezuela	2,901	27	Hong Kong	-0,194
28	Cingapura	2,888	28	Venezuela	-0,320
29	Brasil	2,850	29	México	-0,502
30	Coréia	2,654	30	Coréia	-0,505
31	México	2,615	31	Cingapura	-0,509
32	Peru	2,364	32	Peru	-0,920
33	Uruguai	2,314	33	Uruguai	-1,142
34	Chile	1,766	34	Chile	-1,640
35	Turquia	1,647	35	Turquia	-1,642
36	Ilhas Maurício	1,603	36	Colômbia	-1,758
37	Colômbia	1,588	37	Ilhas Maurício	-1,815
38	Trinidad Tobago	1,469	38	Síria	-2,170
39	Jamaica	1,413	39	Trinidad Tobago	-2,222
40	Síria	1,346	40	Jamaica	-2,223
41	Filipinas	1,065	41	Filipinas	-2,307
42	Costa Rica	1,026	42	Tailândia	-2,359
43	Tailândia	1,023	43	China	-2,522
44	Panamá	0,967	44	Costa Rica	-2,659
45	Bolívia	0,828	45	Panamá	-2,745
46	China	0,598	46	Bolívia	-2,797
47	Marrocos	0,585	47	Marrocos	-2,950
48	Equador	0,554	48	Equador	-3,075
49	El Salvador	0,550	49	Egito	-3,092
50	Egito	0,389	50	El Salvador	-3,141
51	Paraguai	0,290	51	Índia	-3,202
52	República Dominicana	0,243	52	Indonésia	-3,324
53	Guatemala	0,234	53	Guatemala	-3,461
54	Jordânia	0,195	54	República Dominicana	-3,466
55	Indonésia	0,073	55	Paraguai	-3,474
56	Índia	0,038	56	Jordânia	-3,624
57	Nicarágua	-0,185	57	Nicarágua	-4,028
58	Honduras	-0,621	58	Sri Lanka	-4,427
59	Sri Lanka	-0,691	59	Honduras	-4,506
60	Paquistão	-0,941	60	Paquistão	-4,546

O Gráfico 2.2 ilustra a evolução da taxa média de progresso tecnológico por período, tanto no modelo restrito como no restrito. Observa-se que, nos dois modelos, a taxa de variação percentual média é decrescente ao longo de 1960-2000. Porém, a taxa de variação percentual média do progresso tecnológico apresenta patamares diferentes nos dois

modelos: no modelo irrestrito ela é maior e se mantém positiva praticamente durante todo o período, ao passo que, no modelo restrito, ela é menor e torna-se negativa entre o período 1965-70 e 1970-75.

Gráfico 2.2 Taxas médias de variação qüinqüenal do progresso tecnológico

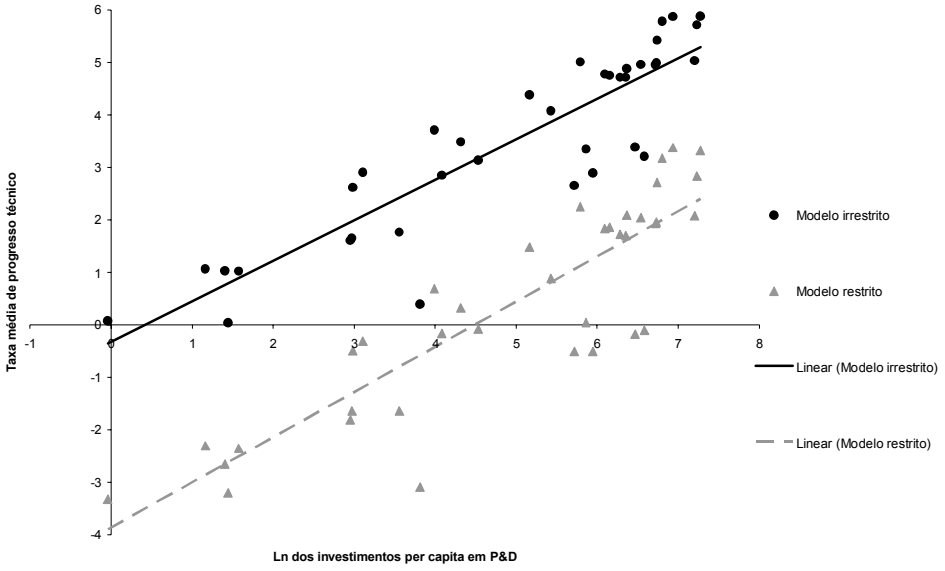


Ao se calcular os investimentos per capita em pesquisa e desenvolvimento, P&D, de um conjunto de 37 países[10] na década de 1990, a partir dos dados do *World Development Indicators 2004*, pode-se relacionar tal variável com as taxas de progresso tecnológico médio no mesmo período calculadas de acordo com os dois modelos aqui estudados. O Gráfico 2.3 mostra uma relação positiva bem definida entre o logaritmo dos investimentos per capita em P&D e as taxas de progresso tecnológico para os dois modelos. Observa-se, contudo, que as estimativas de progresso tecnológico do modelo restrito perde sentido econômico, na medida em que, de acordo com o gráfico, somente a partir de um

[10] Argentina, Austrália, Áustria, Bélgica, Brasil, Canadá, Suíça, Chile, Costa Rica, Dinamarca, Espanha, França, Grã-Bretanha, Alemanha, Grécia, Indonésia, Índia, Irlanda, Islândia, Itália, Japão, Coréia, México, Ilhas Maurício, Holanda, Noruega, Nova Zelândia, Filipinas, Portugal, Cingapura, Suécia, Tailândia, Estados Unidos, Venezuela, Egito, Israel, Turquia.

aproximadamente um investimento de US$ 60 dólares per capita as taxas de progresso tecnológico ficariam positivas.[11]

Gráfico 2.3 Gastos em P&D per capita e taxas médias de progresso tecnológico



Eficiência de escala

A última medida determinante dos níveis de produção apresentada neste capítulo e derivada da equação (2.2) são os retornos de escala (RTS). Para se obter as estimativas de RTS, calculam-se as elasticidades de produção dos parâmetros estimados na equação (2.4) segundo a equação:

$$e_{knt} = \partial y_{nt} / \partial x_{knt} = \alpha_k + \sum_{i-1}^{K} \alpha_{ki} x_{int} + \delta_k t \text{ , (2.6)}$$

para então usar a seguinte expressão:

$$RTS = e_{nt} = \sum_{k=1}^{K} e_{knt} \text{ . (2.7)}$$

Os retornos de escala estimados para os 60 países da amostra estão expostos nas Tabelas A.3.7 e A.3.8 do Anexo 3. A Tabela 2.8 mostra o ranking dos retornos de escala.

[11] No estudo de Pires (2004), para o período 1995-2000, apenas três países apresentam progresso tecnológico positivo: Japão, Estados Unidos e Alemanha. São justamente as três economias cujos gastos em P&D superam a cifra de US$ 35 bilhões por ano.

Tabela 2.8 Ranking dos retornos de escala, média no período 1960-2000

posto	Modelo Irrestrito	RTS	posto	Modelo Restrito	RTS
1	Estados Unidos	1,0533	1	China	1,1983
2	Japão	1,0463	2	Índia	1,1871
3	Alemanha	1,0416	3	Indonésia	1,1149
4	França	1,0343	4	Paquistão	1,0975
5	Itália	1,0318	5	Brasil	1,0724
6	Grã-Bretanha	1,0309	6	Estados Unidos	1,0708
7	China	1,0275	7	Egito	1,0513
8	Espanha	1,0221	8	Tailândia	1,0483
9	Brasil	1,0217	9	Filipinas	1,0478
10	Canadá	1,0211	10	México	1,0432
11	Índia	1,0188	11	Japão	1,0417
12	Holanda	1,0168	12	Turquia	1,0406
13	Austrália	1,0157	13	Alemanha	1,0245
14	Suíça	1,0144	14	Coréia	1,0232
15	Argentina	1,0140	15	Grã-Bretanha	1,0186
16	México	1,0126	16	Sri Lanka	1,0180
17	Suécia	1,0116	17	Colômbia	1,0180
18	Bélgica	1,0111	18	Itália	1,0174
19	Coréia	1,0086	19	Marrocos	1,0107
20	Áustria	1,0083	20	França	1,0091
21	Dinamarca	1,0059	21	Espanha	1,0042
22	Noruega	1,0038	22	Argentina	0,9983
23	Indonésia	1,0027	23	Ilhas Maurício	0,9859
24	Turquia	1,0021	24	Peru	0,9852
25	Finlândia	1,0020	25	Canadá	0,9809
26	Grécia	1,0010	26	Chile	0,9762
27	Venezuela	0,9994	27	Venezuela	0,9716
28	Portugal	0,9984	28	Equador	0,9704
29	Filipinas	0,9973	29	Guatemala	0,9651
30	Tailândia	0,9973	30	Síria	0,9621
31	Peru	0,9969	31	República Dominicana	0,9580
32	Colômbia	0,9964	32	Portugal	0,9569
33	Nova Zelândia	0,9936	33	Austrália	0,9566
34	Egito	0,9913	34	Grécia	0,9536
35	Hong Kong	0,9909	35	Holanda	0,9530
36	Ilhas Maurício	0,9893	36	Bolívia	0,9490
37	Chile	0,9890	37	Honduras	0,9448
38	Irlanda	0,9882	38	El Salvador	0,9416
39	Israel	0,9881	39	Bélgica	0,9396
40	Paquistão	0,9880	40	Paraguai	0,9295
41	Marrocos	0,9842	41	Nicarágua	0,9291
42	Cingapura	0,9823	42	Áustria	0,9279
43	Síria	0,9808	43	Suécia	0,9277
44	Uruguai	0,9796	44	Hong Kong	0,9255
45	Equador	0,9746	45	Jordânia	0,9124
46	Bolívia	0,9728	46	Uruguai	0,9102
47	Sri Lanka	0,9727	47	Finlândia	0,9102
48	Luxemburgo	0,9705	48	Israel	0,9094
49	Guatemala	0,9701	49	Suíça	0,9090
50	República Dominicana	0,9687	50	Costa Rica	0,9077
51	El Salvador	0,9680	51	Dinamarca	0,9061
52	Jamaica	0,9673	52	Irlanda	0,9012
53	Costa Rica	0,9653	53	Panamá	0,9008
54	Panamá	0,9630	54	Jamaica	0,8994
55	Paraguai	0,9627	55	Cingapura	0,8983
56	Trinidad Tobago	0,9613	56	Noruega	0,8940
57	Islândia	0,9603	57	Nova Zelândia	0,8919
58	Jordânia	0,9575	58	Trinidad Tobago	0,8711
59	Nicarágua	0,9575	59	Luxemburgo	0,7977
60	Honduras	0,9567	60	Islândia	0,7778

Em primeiro lugar, nota-se uma variância muito maior dos retornos de escala no modelo restrito (de 1,20 a 0,78). Depois, observa-se que a ordenação do modelo restrito parece refletir mais de perto o nível populacional dos países, visto que nações populosas como a China, Índia, Indonésia e Paquistão aparecem nas primeiras posições e países de pequena população, como Nova Zelândia, Trinidad Tobago, Luxemburgo e Islândia, nas

últimas. Já a ordenação do modelo irrestrito é liderada por economias grandes (Estados Unidos, Japão, Alemanha e França, por exemplo) e aparecem com retornos decrescentes de escalas países pobres ou com reduzida população. O coeficiente de correlação dos retornos de escala do modelo restrito com o logaritmo da população em idade ativa dos países é de 95,0%, ao passo que sua correlação com o logaritmo da produto interno bruto das economia é de 72,5%. A situação se inverte nas estimativas de retornos de escala do modelo irrestrito: a correlação com a população é de 70,8% e com o produto, de 92,3%.

2.5. A comparação entre países desenvolvidos e em desenvolvimento

É interessante avaliar, ainda, como os dois modelos discriminam países desenvolvidos e países em desenvolvimento, aos moldes da análise empreendida por Pires (2004). Uma avaliação desse aspecto pode ser obtida ao se dividir os 60 países da amostra em dois grupos, denominados *desenvolvidos* e *em desenvolvimento*.[12] Os Gráficos 2.4 a 2.7 mostram a evolução das taxas médias de eficiência técnica (gráficos 2.4 e 2.5) e de progresso tecnológico (gráficos 2.6 e 2.7) para os dois grupos, segundo os modelos irrestrito e restrito.

Observa-se um comportamento bastante diferenciado da evolução da taxa média de eficiência técnica de acordo com os dois procedimentos econométricos de estimação, conforme já discutido acima: o modelo restrito impõe uma tendência de mesma direção para todos os países. A informação adicional apresentada nos gráficos 2.4 e 2.5 está, portanto, na comparação da taxa média de eficiência técnica entre os países desenvolvidos e em desenvolvimento estimadas dentro do próprio modelo.

---

[12] *Em desenvolvimento*: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, China, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, Grécia, Guatemala, Hong Kong, Honduras, Indonésia Índia, Jamaica, México, Ilhas Maurício, Paquistão, Peru, Filipinas, Paraguai, Cingapura, El Salvador, Tailândia, Uruguai, Venezuela, Sri Lanka, Nicarágua, Panamá, Trinidad Tobago, Egito, Jordânia, Marrocos, Síria, Turquia.

Desenvolvidos: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Coréia, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grã-Bretanha, Holanda, Irlanda, Islândia, Israel, Itália, Japão, Luxemburgo, Noruega, Nova Zelândia, Portugal, Suécia, Suíça.

Gráfico 2.4 Evolução da eficiência técnica – Modelo irrestrito

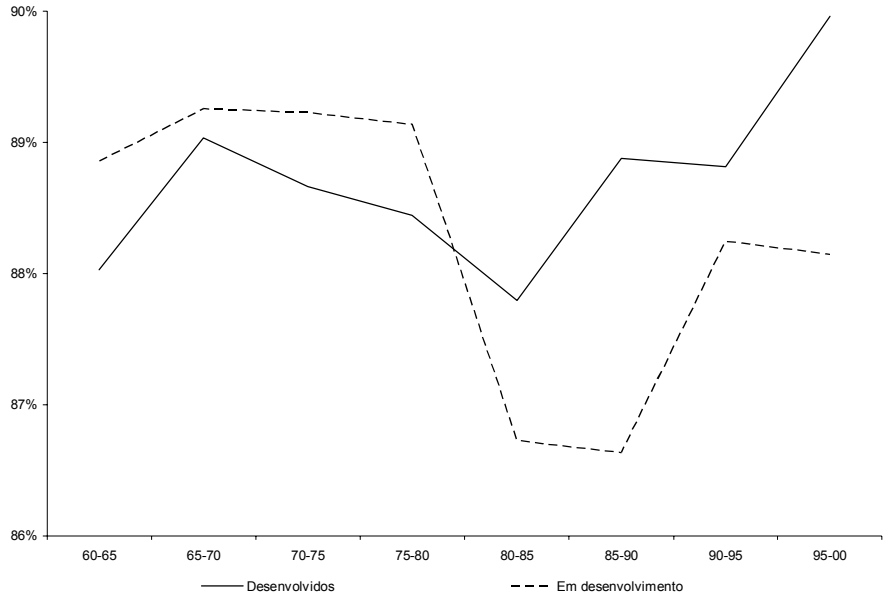
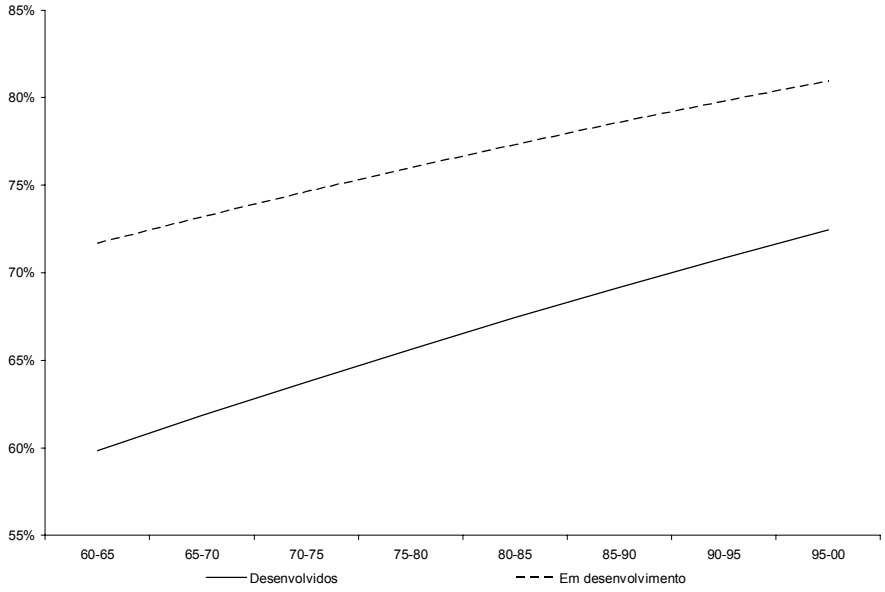


Gráfico 2.5 Evolução da eficiência técnica – Modelo restrito



No Gráfico 2.4, nota-se uma oscilação da taxa de eficiência técnica e um comportamento diferenciado para os dois grupos de países. Até aproximadamente a segunda metade dos anos 1970, os países em desenvolvimento apresentam uma taxa de eficiência técnica mais constante e superior à dos países em desenvolvimento. A partir de

então, há uma abrupta queda da taxa de eficiência técnica desse grupo de países, caindo para baixo da estimada para os países desenvolvidos e permanecendo num nível inferior até o final do período analisado. Possivelmente, isso está relacionado com variações de utilização de fatores, como discutido anteriormente. Com relação aos países desenvolvidos, a volatilidade da taxa de eficiência técnica é menor no período 1960-1995, e só a partir da segunda metade dos anos 1990 é que ela apresenta um crescimento mais acentuado a quase 90%, aumentando o hiato de eficiência técnica entre os grupos. Na média do período, a taxa qüinqüenal de crescimento da eficiência técnica dos países desenvolvidos é 0,3 pontos percentuais maior que a dos países em desenvolvimento.

No caso do modelo restrito, as estimativas mostram um hiato de eficiência técnica que vai levemente se reduzindo entre os grupos: os países desenvolvidos, que apresentam, em média, uma menor eficiência técnica, observam uma taxa qüinqüenal de crescimento da eficiência 1 ponto percentual maior que a dos países em desenvolvimento. Mas sempre mantendo os países em desenvolvimento acima, ou seja, as taxas de eficiência técnica dos países em desenvolvimento permanecem sempre maiores do que às dos desenvolvidos ao longo de todo o período.

Quanto à evolução da taxa média de progresso tecnológico, ela é decrescente nos dois modelos econométricos, como ilustram os Gráficos 2.6 e 2.7. Chama a atenção o fato de que, segundo o modelo restrito, os países em desenvolvimento apresentam taxas negativas. No modelo irrestrito, o progresso tecnológico médio dos dois grupos é positivo na média do período, mas ele evolui a taxas negativas maiores do que às estimadas pelo modelo restrito. O hiato de progresso tecnológico entre os grupos cai levemente ao longo do tempo e é menor segundo as estimativas do modelo de eficiência idiossincrásica (3,38 pontos percentuais, contra 3,87 no modelo restrito).

Gráfico 2.6 Taxa média de progresso tecnológico – Modelo irrestrito

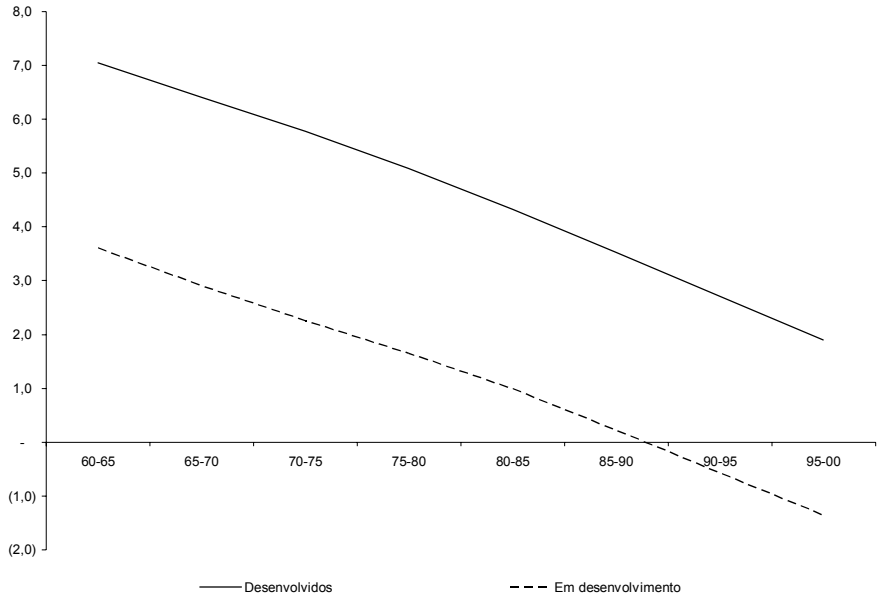
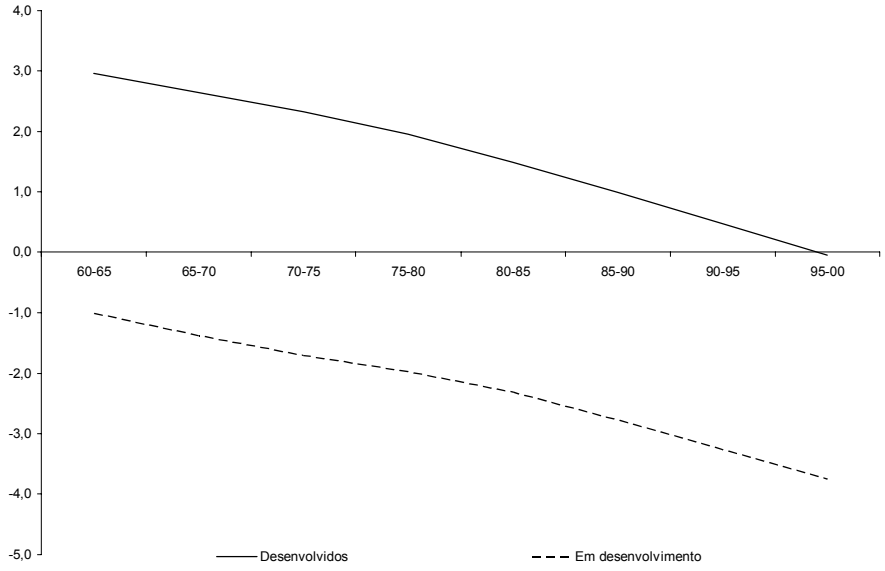


Gráfico 2.7 Taxa média de progresso tecnológico – Modelo restrito



Finalmente, vale observar o comportamento conjunto das duas taxas – de progresso tecnológico e de variação da eficiência técnica – nos dois grupos de países, segundo os dois modelos empregados. Na média dos 8 qüinqüênios, conforme as estimativas do modelo irrestrito, o diferencial de crescimento entre países desenvolvidos e países em

desenvolvimento dessa soma de taxas é de 3,70 pontos percentuais a favor dos desenvolvidos, para o qual a diferença de progresso tecnológico, de 3,38 pontos percentuais, representa 91,3%. Segundo as estimativas do modelo restrito, em que o diferencial de crescimento entre países desenvolvidos e países em desenvolvimento da soma de taxas é de 4,88 pontos percentuais a favor dos desenvolvidos, o diferencial de progresso tecnológico, de 3,87 pontos percentuais, representa uma porção menor (79,3%).

Assim, a análise deste capitulo permite dizer que as estimativas de eficiência tecnológica, progresso tecnológico e de retornos de escala podem ser consideradas mais "precisas" no modelo de eficiência idiossincrásico do que no modelo restrito, na medida em que elas permitem capturar melhor efeitos sobre o produto oriundos: (i) de ineficiências específicas de país e tempo – de variações no nível de utilização de fatores, inclusive; (ii) do progresso tecnológico; e (iii) do tamanho de mercado em termos de renda, e não de população. Além do mais, a parte sistemática do modelo irrestrito tem uma participação maior na variância total do produto. E, finalmente, no modelo irrestrito, o diferencial de progresso tecnológico entre grupos de países tem um peso maior na evolução da produtividade, aqui entendida apenas como progresso tecnológico mais a variação da eficiência técnica.[13]

[13] Para se ter uma idéia relativa do desempenho do modelo de fronteira estocástica, procedeu-se à estimação da função translog do produto com base nas técnicas tradicionais de painel – modelo de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. Os resultados são apresentados no Anexo 5. Considerando a estimação por efeitos fixos, a mais adequada segundo a estatística do teste de Hausman, as conclusões anteriores são reforçadas. O modelo de efeitos fixos gera coeficientes menos significativos e a parte sistemática da variância total de $\ln Y$ é menor (de 96,5%) que a do modelo de fronteira estocástica irrestrito. O modelo de efeitos fixos gera estimativas de progresso tecnológico médio de 2,78% por qüinqüênio, valor ligeiramente superior ao do modelo de fronteira irrestrito (de 2,56%). Note-se, contudo, que isso é resultado de duas alterações, apresentadas na tabela A.5.4: (i) crescimento da estimativa de taxa média de progresso tecnológico dos países em desenvolvimento; e (ii) diminuição da estimativa de taxa média de progresso tecnológico dos países desenvolvidos. Ou seja, o modelo de efeitos fixos gera estimativas com menor coeficiente de determinação e subestima o hiato tecnológico entre grupos de países.

3. Progresso tecnológico e dinâmica da distribuição internacional da renda

3.1. Introdução

Constatou-se, no Capítulo 2, que o modelo de eficiência idiossincrásica gera estimativas de eficiência técnica, de progresso tecnológico e de eficiência de escala com maior significância estatística e com interpretação econômica mais apurada. Este capítulo assume tal modelo de eficiência idiossincrásica e, a partir dele, estima a produtividade total dos fatores dos países, *PTF*. A finalidade é, em primeiro lugar, analisar os efeitos de evolução da *PTF* sobre o crescimento econômico. Em específico, avalia-se em que medida as diferenças de padrões de desenvolvimento tecnológico dos países condicionam o crescimento. Os resultados aqui obtidos são diretamente comparáveis aos propostos por Pires (2004).

Em segundo lugar, o estudo identifica a evolução da desigualdade da distribuição do produto por trabalhador dentro de dois grupos de países (denominados *desenvolvidos* e *em desenvolvimento*) e entre eles. Por fim, relaciona a medida de desigualdade L de Theil com as componentes da produtividade total de fatores. Essa é uma contribuição deste estudo, na medida em que relaciona matematicamente duas métricas decomponíveis previamente estabelecidas pela literatura – a saber, o L de Theil e a *PTF* derivada da função estocástica de produção –, e estabelece significado econômico para a dinâmica da distribuição internacional da renda.

Objetivamente, este capítulo mostra que os distintos padrões de desenvolvimento dos países levam a um aumento da desigualdade "tecnológica" entre eles, com repercussão decisiva sobre a dinâmica de desigualdade da distribuição internacional da renda. Ou ainda, mostra que não há convergência das rendas per capita dos países desenvolvidos e em desenvolvimento porque o hiato tecnológico entre esses dois grupos de países aumentou ao longo do tempo.

3.2. Produtividade total de fatores e sua composição

Da contabilidade do crescimento, ao se considerar o produto nacional em um determinado momento t, $Y(t)$, como função da quantidade de capital, $K(t)$, de trabalho, $L(t)$, e da

tecnologia disponível, $A(t)$, naquele momento, e assumindo a seguinte função de produção genérica,

$$Y(t) = \Phi(A(t), K(t), L(t)),$$

em que $\Phi(t)$ é uma função composta, pode-se estabelecer as relações descritas abaixo. Inicialmente, pela regra da cadeia, a variação do produto com relação ao tempo é

$$\frac{dY(t)}{dt} = \Phi_A(t)\frac{dA(t)}{dt} + \Phi_K(t)\frac{dK(t)}{dt} + \Phi_L(t)\frac{dL(t)}{dt},$$

em que $\Phi_J(t) = \dfrac{\partial\Phi(t)}{\partial J(t)}$, com $J = A$, K e L.

Pode-se dividir o lado esquerdo dessa variação por $Y(t)$ e o direito por $\Phi(t)$ para se obter:

$$\frac{dY(t)}{dt}\frac{1}{Y(t)} = \frac{\Phi_A(t)}{\Phi(t)}\frac{dA(t)}{dt} + \frac{\Phi_K(t)}{\Phi(t)}\frac{dK(t)}{dt} + \frac{\Phi_L(t)}{\Phi(t)}\frac{dL(t)}{dt}.$$

Portanto, ao se multiplicar cada termo do lado esquerdo da equação pelo seu correspondente $J(t)/J(t)$, obtém-se

$$\frac{dY(t)}{dt}\frac{1}{Y(t)} = \frac{\Phi_A(t)}{\Phi(t)}\frac{dA(t)}{dt}\frac{A(t)}{A(t)} + \frac{\Phi_K(t)}{\Phi(t)}\frac{dK(t)}{dt}\frac{K(t)}{K(t)} + \frac{\Phi_L(t)}{\Phi(t)}\frac{dL(t)}{dt}\frac{L(t)}{L(t)},$$

ou ainda,

$$\frac{dY(t)}{dt}\frac{1}{Y(t)} = \varepsilon_{A(t)}\frac{dA(t)}{dt}\frac{1}{A(t)} + \varepsilon_{K(t)}\frac{dK(t)}{dt}\frac{1}{K(t)} + \varepsilon_{L(t)}\frac{dL(t)}{dt}\frac{1}{L(t)},$$

em que $\varepsilon_{A(t)}$, $\varepsilon_{K(t)}$ e $\varepsilon_{L(t)}$ são, respectivamente, as elasticidades dos fatores de produção.

Essa equação mostra que a taxa de crescimento do produto é igual à soma das taxas de crescimento do progresso tecnológico, do estoque de capital e da força de trabalho, ou ainda, a equação do crescimento econômico é

$$g_{Y(t)} = \varepsilon_{A(t)}g_{A(t)} + \varepsilon_{K(t)}g_{K(t)} + \varepsilon_{L(t)}g_{L(t)}. \quad (3.1)$$

Ao se fazer $\varepsilon_{A(t)} = 1$, ou seja, ao se assumir que a tecnologia é Hicks-neutra, a variação da produtividade total dos fatores[14], *PTF*, pode ser vista como a parcela da variação do produto que não se deve à acumulação de fatores.

Para o caso da taxa de crescimento do produto por trabalhador, é fácil observar que a equação do crescimento econômico é

$$g_{Y(t)} - g_{L(t)} = g_{A(t)} + \varepsilon_{K(t)} g_{K(t)} + (\varepsilon_{L(t)} - 1) g_{L(t)} \,. \quad (3.2)$$

Para o cálculo da *PTF* utilizando as estimativas da fronteira de produção, é necessário conhecer as componentes da *PTF*. As duas principais abordagens para a decomposição da *PTF* são a abordagem diferencial total [ver, por exemplo, Bauer (1990); Kumbhakar e Lovell (2000)] e a abordagem de número índice [ver, por exemplo, Caves, Christensen e Diewert (1982); Orea (2002)], a qual explora a identidade translog. Embora em muitos casos as duas abordagens levem a estimativas bastante similares, será utilizada neste trabalho a abordagem do número índice, uma opção que segue Diewert (2000).[15]

A medida de variação da produtividade total de fatores (*VPTF*) derivada de uma fronteira de produção pode ser decomposta em quatro componentes: (i) variação da eficiência técnica (*VET*); (ii) variação do progresso tecnológico (*VPT*); (iii) variação da eficiência de escala (*VEE*), e (iv) variação da eficiência alocativa (*VEA*), ou seja, uma decomposição multiplicativa:

$$VPTF = VET \times VPT \times VEE \times VEA.$$

Para a fronteira de produção estocástica translog definida pela equação (2.2), do Capítulo 2, como:

$$y_{nt} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{K} \alpha_i x_{int} + 0{,}5 \sum_{i=1}^{K} \sum_{j=1}^{K} \alpha_{ij} x_{int} x_{jnt} + \sum_{i=1}^{K} \delta_i x_{int} t + \lambda_1 t + 0{,}5 \lambda_{11} t^2 + v_{nt} - u_{nt} \,,$$

---

[14] A produtividade total de fatores, *PTF*, pode ser definida como a razão da soma ponderada de *M* produtos *y* e a soma ponderada de *K* insumos *x* utilizados na produção desses *y*, ou seja,

$$PTF = \sum_{m=1}^{M} a_m y_m \Big/ \sum_{k=1}^{K} b_k x_k \,,$$

em que a_m e b_m são os ponderadores que refletem a importância relativa de insumos e produtos.

[15] Essas duas abordagens têm como diferença o fato de que a abordagem de número índice calcula as derivadas em ambos os pontos dos dados, enquanto a abordagem diferencial total a avalia em um ponto dos dados. Diewert (2000) argumenta em favor da abordagem de número índice porque a abordagem diferencial total é uma aproximação de uma medida de tempo contínuo, a qual pode assumir muitos valores.

com os índices subscritos n e t para, respectivamente, o país e o período de tempo, e em que y_{nt} é o logaritmo do produto; x_{int} é o logaritmo do i-ésimo insumo; t é uma tendência temporal, utilizada como uma aproximação da variação tecnológica; v_{nt} é um termo de ruído branco; u_{nt} é o termo de ineficiência; e as variáveis gregas são os parâmetros a serem estimados, pode-se calcular o logaritmo da *VPTF* para a enésima firma entre dois períodos [Orea (2002)] como:

$$\begin{aligned}\ln(PTF_{n1}/PTF_{n0}) &= \ln(ET_{n1}/ET_{n0}) + 0{,}5[(\partial y_{n0}/\partial t) + (\partial y_{n1}/\partial t)] \\ &+ 0{,}5\sum_{k=1}^{K}[(FE_{n0}\cdot e_{kn0} + FE_{n1}\cdot e_{kn1})\cdot(x_{kn1} - x_{kn0})] \\ &+ 0{,}5\sum_{k=1}^{K}\{[(e_{kn1}/e_{n1} - s_{kn1}) + (e_{kn0}/e_{n0} - s_{kn0})]\cdot(x_{kn1} - x_{kn0})\}\end{aligned} \tag{3.3}$$

em que os quatro termos do lado direito da equação são, respectivamente, a *VET*, a *VPT*, a *VEE* e a *VEA*. A medida da eficiência técnica, *ET*, é obtida diretamente da estimação da equação (2.2), ou seja, é o valor predito da eficiência técnica da enésima firma no t-ésimo período – de acordo com o que foi visto no Capítulo 2.

A medida de *VPT* é a média da variação do progresso técnico nos períodos t e $(t - 1)$, também obtida diretamente dos coeficientes estimados da equação (2.3), ou seja,

$$\partial y_{nt}/\partial t = \lambda_1 + \lambda_{11}t + \sum_{k=1}^{K}\delta_k x_{knt}\ .$$

Para se obter a *VEE*[16], calculam-se, exatamente como foi feito no Capítulo 2, equação (2.6), as elasticidades dos fatores de produção de acordo com

$$e_{knt} = \partial y_{nt}/\partial x_{knt} = \alpha_k + \sum_{i-1}^{K}\alpha_{ki}x_{int} + \delta_k t\ ,$$

e os fatores de escala, *FE*, por meio da expressão $FE_{nt} = (e_{nt} - 1)/e_{nt}$, em que $e_{nt} = \sum_{k=1}^{K} e_{knt}$.[17]

[16] As medidas da *VEE* aqui derivadas da análise de fronteira estocástica não são medidas puras de variação de eficiência de escala. Em primeiro lugar, é possível que as medidas obtidas também contenham os efeitos de variação técnica viesado pela escala (Coelli, 2003, p. 34). Segundo, esse termo captura a contribuição de retornos não constantes de escala sobre o crescimento da produtividade quando as empresas movem-se ao longo da função distância, movendo, portanto, seus níveis de insumos ao longo do tempo (Orea, 2002, p.12).

[17] Com retornos constantes de escala, e_{nt} é igual a 1, e portanto o termo de escala na equação será igual a zero, como esperado.

A variação da eficiência alocativa, *VEA*, pode ser obtida por meio das participações dos custos dos insumos no valor da produção – definindo s_{knt} como a participação do custo do *k*-ésimo insumo do enésimo país no *t*-ésimo período.

$$VEA = 0,5\sum_{k=1}^{K}\{[(e_{kn1}/e_{n1} - s_{kn1}) + (e_{kn0}/e_{n0} - s_{kn0})]\cdot(x_{kn1} - x_{kn0})\}. \quad (3.4)$$

3.3. A evolução da *PTF* e sua contribuição para o crescimento econômico

O conjunto de dados utilizado para estimar a *VPTF* é o mesmo do Capítulo 2, apresentados no Anexo 3. As variações da eficiência técnica (*VET*), do progresso tecnológico (*VPT*) e da eficiência de escala (*VEE*) já foram calculadas naquele capítulo. De acordo com a equação (3.3), pela soma dessas variações, obtém-se a *VPTF* para os 60 países, conforme Tabela 3.1[18] – note-se que, com esse procedimento, a *VPTF* não inclui a variação da eficiência de escala (*VEA*).

Observa-se que, para o total dos 60 países, a *VPTF* cai ao longo do período 1960-2000, apresentando uma taxa média de 0,5% ao ano. No período 1980-85, a *VPTF* atinge seu menor valor (0,04% ao ano), com alguma recuperação na segunda metade dos 1980 e primeira dos 1990, para então fechar o qüinqüênio 1995-2000 com crescimento médio de aproximadamente 0,1% ao ano. Segundo essas estimativas, o Japão aparece com a maior taxa de variação anual média da *PTF* no período 1960-2000, a saber, 1,3%. Estima-se que países como Noruega, Estados Unidos, Alemanha, França, Finlândia, Bélgica, Itália, Suécia, Holanda e Espanha também apresentam variação média anual da *PTF* maior do que 1% no mesmo período. Em um nível intermediário, com *VPTF* entre 0,4% e 0,7% ao ano, estão países como Nova Zelândia, Argentina, China, Brasil, Chile e México, entre outros. Na outra ponta, com variações médias negativas estão Equador, Guatemala, Paquistão, Paraguai, Sri Lanka, Jamaica, Jordânia, Honduras e Nicarágua. Em linhas gerais, observa-se que, para os países com taxas médias de *VPTF* menor do que 0,7% ao ano, há uma inflexão negativa da *PTF* a partir de 1980, a qual se estende até 1990 e, para não poucos casos, segue negativa até os anos 2000.

[18] A partir deste capítulo, todas as estimativas de eficiência técnica, progresso tecnológico, eficiência de escala e eficiência alocativa são obtidas do modelo irrestrito descrito no Capítulo 2.

Tabela 3.1 Taxa de variação anual da PTF, (%), 60 países

País	60-65	65-70	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	Variação média 1960-2000
Japão	2,1616	2,8490	0,7673	1,2989	1,0156	1,4990	0,3067	0,5436	1,3021
Noruega	1,8428	1,4666	1,7476	1,4726	1,1193	0,5471	1,2044	0,6866	1,2599
Estados Unidos	1,8033	1,4701	1,2730	1,2839	1,0947	1,0289	0,7936	0,7940	1,1922
Alemanha	1,6038	1,5582	1,1375	1,4376	0,7571	1,2179	0,5508	0,6637	1,1151
França	1,7410	1,5899	1,1456	1,1614	0,7815	1,1306	0,4282	0,8385	1,1013
Finlândia	1,4792	1,4984	1,1506	1,0404	0,9316	0,9485	0,0460	1,3761	1,0579
Bélgica	1,8254	1,5211	1,0916	1,0242	0,5940	1,0559	0,4844	0,6791	1,0335
Itália	1,5233	1,8467	0,9625	1,2132	0,5858	0,9187	0,5551	0,6446	1,0303
Suécia	1,6569	1,4142	1,1615	0,8498	0,9246	0,8764	0,3880	0,9084	1,0218
Holanda	1,5106	1,5349	1,0971	0,9741	0,6322	0,9851	0,6162	0,8222	1,0210
Espanha	2,3274	1,4435	1,1408	0,4758	0,2867	1,2166	0,6702	0,5336	1,0099
Canadá	1,6507	1,3116	1,1881	0,9920	0,8631	0,7294	0,5458	0,6280	0,9880
Grã-Bretanha	1,4101	1,2713	1,0833	0,9242	0,9243	0,9757	0,6502	0,6521	0,9861
Austrália	1,4345	1,3815	0,9560	0,9645	0,8354	0,6935	0,7609	0,6335	0,9571
Áustria	1,2446	1,5656	1,0711	1,0020	0,5168	1,0502	0,5457	0,6534	0,9556
Dinamarca	1,5290	1,2720	0,7719	0,9842	0,9211	0,5606	0,7546	0,6881	0,9347
Irlanda	1,4220	1,4425	1,0444	0,7180	0,3961	1,1577	0,6364	0,6342	0,9308
Luxemburgo	1,3775	1,5107	0,9330	0,8394	0,7305	1,0663	0,5640	0,4168	0,9292
Suíça	1,4586	1,4167	0,6867	1,1156	0,7268	0,9782	0,1303	0,8370	0,9179
Coréia	1,2888	1,3769	0,5581	0,2048	1,1075	1,3660	0,7087	0,4278	0,8789
Islândia	1,9134	0,2847	1,4597	1,4051	0,4977	0,6866	0,0741	0,6647	0,8714
Hong Kong	2,3385	0,8648	0,4646	1,0407	0,3255	0,7403	0,3963	0,0354	0,7736
Portugal	1,4669	1,5804	0,6219	0,6573	-0,3382	1,3520	0,2482	0,5219	0,7619
Nova Zelândia	1,2058	0,8172	0,8867	0,1562	0,8044	0,2298	0,8178	0,4103	0,6655
Cingapura	1,6056	1,1163	-0,0593	0,6571	-0,0332	1,2426	0,8240	-0,1349	0,6503
Argentina	1,2255	1,1131	0,8323	0,6970	-0,7549	-0,7179	2,4768	0,3470	0,6475
China	1,1934	0,5394	0,1559	0,0896	1,4753	0,0433	1,4098	0,0713	0,6205
Uruguai	0,4236	1,4725	0,6806	1,3360	-1,6934	1,5437	1,0743	0,1277	0,6157
Grécia	1,2256	1,1089	0,4667	0,6948	-0,0761	0,2396	0,2914	0,9002	0,6055
Brasil	0,9906	1,2556	1,2685	0,7270	-0,1169	-0,3317	0,3829	-0,0039	0,5198
Israel	0,8292	0,7185	0,4427	0,3930	0,3951	0,6264	0,4863	0,1101	0,4999
Chile	0,8809	0,9576	-0,9476	1,6241	-0,4004	0,8586	0,7696	-0,0088	0,4637
Ilhas Maurício	0,9152	0,5573	0,4259	0,8184	-0,2249	0,6719	0,5406	-0,0848	0,4517
Bolívia	1,8186	-0,3831	1,5303	0,0044	-1,1930	0,5178	0,9473	0,1412	0,4186
México	0,8695	0,6736	0,6329	0,5749	0,0773	0,0318	-0,2140	0,6026	0,4054
Turquia	0,8282	0,7408	0,6025	-0,1498	0,4332	0,2951	0,0183	0,0056	0,3462
Peru	1,6171	1,2451	1,1705	-0,2528	-1,1988	-1,7649	2,1420	-0,1851	0,3380
Venezuela	1,2295	0,7929	0,0885	0,0867	-0,3049	0,4070	0,5029	-0,5474	0,2805
Marrocos	2,9170	0,8206	0,0818	-0,3656	-0,3647	-0,0047	-0,8687	-0,0322	0,2670
Colômbia	0,7339	0,7644	0,5041	0,4248	-0,3089	0,2152	0,1213	-0,6238	0,2278
Trinidad Tobago	0,4955	0,5950	0,1376	0,5540	-0,0934	-0,4555	0,2207	0,0686	0,1897
Tailândia	0,4861	0,4559	-0,2953	0,4056	-0,1970	0,9423	0,1450	-0,7267	0,1508
Indonésia	0,1842	0,9953	0,1587	0,1089	-0,1955	0,1502	0,2267	-0,7641	0,1070
Índia	0,4141	0,6155	-0,0566	-0,2475	0,2057	0,1646	-0,1034	-0,2055	0,0979
Panamá	1,3774	0,6338	-0,5736	0,7786	0,0211	-0,8366	0,0993	-0,7149	0,0954
Síria	2,5318	-3,3210	2,9483	-0,5722	-0,9049	-0,3128	1,6169	-1,2035	0,0782
República Dominicana	-0,0932	1,4727	0,3526	-0,4147	-0,7260	-0,5759	-0,0033	0,5365	0,0664
Egito	0,6244	0,1333	-0,3495	0,2988	0,0275	-0,3124	-0,0134	-0,0049	0,0501
Costa Rica	0,5596	0,4636	0,1119	0,1950	-1,3310	0,1221	-0,1062	0,3536	0,0445
Filipinas	0,3164	0,1885	0,3338	0,0274	-1,6964	1,0072	-0,2817	0,1363	0,0013
El Salvador	0,6742	0,3165	0,1647	-0,6217	-0,9011	0,1824	0,5547	-0,3503	0,0010
Equador	0,5621	0,3189	1,1019	0,0609	-0,4561	-0,5100	-0,1266	-1,0984	-0,0205
Guatemala	0,5799	0,3626	0,1381	-0,0261	-0,4805	-0,1196	-0,2416	-0,4142	-0,0258
Paquistão	0,3217	0,4627	-0,0368	-0,0676	0,0150	-0,2180	-0,4493	-0,5746	-0,0689
Paraguai	0,5478	0,2250	0,3029	0,2308	-0,6475	0,0160	-0,2324	-1,2099	-0,0974
Sri Lanka	0,2433	0,5283	-0,0709	-0,0064	-0,4554	-0,4014	-0,1868	-0,8264	-0,1477
Jamaica	1,0345	1,1761	-0,4595	-2,1122	-0,5827	1,5836	-0,7023	-1,2798	-0,1752
Jordânia	0,5243	-1,4479	-0,2236	1,5578	-0,6071	-1,3918	-0,1629	-0,5888	-0,2968
Honduras	0,5992	-0,0694	-0,1657	0,1017	-0,4159	-0,4502	-1,2313	-1,1907	-0,3545
Nicarágua	0,8669	0,0440	0,0050	-1,1532	-0,9827	-2,4213	0,0234	-0,3521	-0,5007
Variação média	1,189	0,866	0,597	0,495	0,039	0,384	0,380	0,099	0,504

Essa trajetória da *VPTF* deve sofrer alterações ao se introduzir o quarto componente da PTF, a saber, a variação da eficiência alocativa (*VEA*). Para a estimação da *VEA*, foram

utilizados dados de outras duas fontes: (i) o *National Accounts da OECD*, que traz as informações de 1970 a 2000; e (ii) o Sistema de Contas Nacionais (ou SNA68 – *System of National Accounts*) elaborado pela Organização das Nações Unidas (ONU). Dada a disponibilidade dos dados de participação do custo do capital e do trabalho vindos dessas fontes, o cálculo da *VPTF* com a *VEA* restringiu-se a uma amostra de 38 países[19] no período 1970-2000.

Inicialmente, as tabelas do Anexo 4 mostram as estimativas das taxas de variação anual da eficiência técnica, do progresso tecnológico, da eficiência de escala e da eficiência alocativa dos países, de acordo com os períodos qüinqüenais. A partir de tais tabelas, observa-se que a taxa de variação média da eficiência técnica apresenta, para o conjunto dos países, comportamento crescente ao longo do período da amostra: de negativa nos anos 1970-85, ela passa a ser positiva na segunda metade dos anos 1980 para atingir sua maior média (0,13% ao ano) em 1995-2000. A despeito desse crescimento, a taxa de variação média para todo o período é baixa e negativa (–0,03% ao ano).

Por sua vez, as taxas médias anuais de variação do progresso tecnológico para os sub-períodos de cinco anos ao longo de 1970 a 2000 aparecem na Tabela A.4.2. No período como um todo, a taxa média anual do progresso tecnológico foi de cerca de 0,5%, sendo de quase 1% ao ano no qüinqüênio 1970-75 e declinando para 0,15% no período 1995-2000. O comportamento da eficiência de escala tem sentido contrário: inicia-se com –0,06% ao ano no qüinqüênio 1970-75 e sobe para 0,4% em 1995-2000. Esse descompasso entre progresso tecnológico e eficiência de escala sugere que as economias nacionais buscam compensar a queda do desenvolvimento tecnológico com diminuição dos custos relativos à produção, embora as taxas da *VEE* sejam relativamente baixas. Finalmente, as estimativas da *VEA* também mostram taxas médias anuais baixas e positivas – com exceção do primeiro qüinqüênio (1970-75), para o qual foi estimada uma taxa negativa de 0,029% ao ano –, fechando o período total em 0,032%.

[19] Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Bolívia, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coréia, Costa Rica, Dinamarca, Equador, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grã-Bretanha, Grécia, Holanda, Hong Kong, Irlanda, Islândia, Itália, Jamaica, Japão, Jordânia, México, Noruega, Nova Zelândia, Peru, Portugal, Suécia, Suíça, Tailândia, Trinidad Tobago, Turquia, Venezuela.

Tabela 3.2 Taxa de variação anual da PTF (com VEA), (%), 38 países

País	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-2000	Variação média
Estados Unidos	1,4290	1,5100	1,3251	1,2662	0,9247	1,0211	1,2458
Grã-Bretanha	1,5809	1,2688	1,0506	1,3110	0,8094	0,8633	1,1470
Noruega	1,7339	1,4573	1,0692	0,5128	1,2070	0,6551	1,1050
França	1,3555	1,4212	0,9362	1,3171	0,5685	0,9477	1,0906
Finlândia	1,2807	1,1964	1,0887	1,2388	0,0756	1,3988	1,0455
Suécia	1,4592	1,0825	1,0664	1,1081	0,4372	0,9709	1,0203
Áustria	1,3055	1,3006	0,6595	1,1937	0,6986	0,8250	0,9968
Alemanha	1,1098	1,4643	0,7864	1,2685	0,6060	0,7134	0,9909
Japão	0,4636	1,3903	1,0970	1,6005	0,4831	0,7321	0,9602
Canadá	1,3150	1,1668	0,9753	0,9149	0,6294	0,7592	0,9598
Bélgica	1,2272	1,2368	0,6790	1,1498	0,6018	0,8104	0,9505
Holanda	1,2173	1,0646	0,6556	1,0393	0,6918	0,9410	0,9347
Dinamarca	0,9951	1,1765	0,9942	0,7214	0,8196	0,8487	0,9258
Islândia	1,4751	1,5198	0,5911	0,7119	0,1043	0,8629	0,8763
Irlanda	1,2063	1,0318	0,5869	1,1979	0,6427	0,5546	0,8696
Austrália	1,0019	1,0349	0,8720	0,7327	0,7918	0,6943	0,8545
Espanha	1,1854	0,6024	0,3208	1,2741	0,7608	0,6730	0,8022
Suíça	0,6400	1,1635	0,7716	1,0827	0,1837	0,8927	0,7885
Itália	0,9291	1,2314	0,5593	0,8904	0,5221	0,5988	0,7882
Portugal	1,0250	1,0047	-0,2553	1,3856	0,3290	0,7514	0,7053
Coréia	-0,2175	-0,4155	0,9750	1,4334	1,0872	0,6289	0,5796
Nova Zelândia	0,8881	0,2481	0,8389	0,2306	0,8196	0,3827	0,5676
Bolívia	1,4235	-0,0761	-0,9099	0,8790	1,1302	0,1630	0,4318
Hong Kong	0,2536	0,7254	0,0333	0,5825	0,2191	-0,0723	0,2899
Venezuela	-0,0330	-0,0545	-0,0726	0,6538	0,7674	-0,3316	0,1541
Brasil	0,6576	0,2427	-0,2008	-0,2584	0,4100	-0,0254	0,1371
México	0,3715	0,3706	-0,1557	-0,0043	-0,3069	0,4414	0,1190
Chile	-0,9975	1,5547	-0,3744	0,5422	0,2559	-0,3922	0,0948
Peru	1,2216	-0,2489	-1,3479	-1,6015	2,3969	-0,2021	0,0266
Trinidad Tobago	0,0415	0,3011	-0,1373	-0,4286	0,1598	0,0748	0,0016
Colômbia	0,2956	0,2895	-0,3983	0,1296	0,0239	-0,6366	-0,0500
Costa Rica	0,0007	0,1439	-1,3608	0,1086	-0,0640	0,3493	-0,1386
Grécia	-2,1249	-0,3206	-0,4475	0,0730	0,1818	0,7211	-0,3235
Turquia	-0,1029	-0,8976	0,1851	-0,6161	-0,3671	-0,3856	-0,3646
Jordânia	-0,3708	0,9413	-1,0697	-1,4095	-0,0688	-0,5878	-0,4304
Equador	0,2703	-1,1319	-0,8177	-0,6776	-0,2474	-1,0149	-0,6043
Jamaica	-0,4458	-2,2004	-0,6353	1,5748	-0,6701	-1,2235	-0,6065
Tailândia	-1,7923	-0,8436	-1,2347	-0,1253	-1,6102	-1,3779	-1,1655
Variação média	0,6125	0,6040	0,2289	0,6054	0,4212	0,3428	0,4690

As estimativas da *VPTF* para o conjunto de 38 países são apresentadas na Tabela 3.2. A variação média da *PTF* no período 1970-2000 é de cerca de 0,5% ao ano para esse conjunto de 38 países da amostra. Observa-se que a evolução da *VTPF* sofre uma forte queda no período 1980-85 (0,23% ao ano), retoma ao patamar de 1970 a 1980 (em torno de 0,6% ao ano) e declina até atingir a taxa de 0,34% ao ano no qüinqüênio 1995-2000. Com relação à *VPTF* calculada para os 60 países[20], nota-se que a *VEA* tem um efeito positivo para a *VTPF*. Agora, Estados Unidos e Grã-Bretanha sobem posições no ranking e aparecem, respectivamente, com a maior e a segunda maior *VPTF* (1,25% e 1,15%, nessa ordem). O Japão, que era o primeiro colocado do ranking anterior, cai vários postos. Isso mais em

[20] Deve-se dizer que a *VTPF* com *VEA* calculada para o conjunto de 38 países utiliza as mesmas estimativas da função translog calculada com os 60 países. Ou seja, não foram utilizadas estimativas de uma nova translog para o conjunto de 38 países.

razão da contribuição elevada da eficiência alocativa para a *PTF* nas demais economias, do que em razão do seu próprio desempenho com relação a eficiência alocativa, que cresce à taxa média de 0,9% ao ano, enquanto, para os países situados no ranking acima do Japão, essa taxa supera 1% ao ano. Assim, observa-se que a variação da eficiência alocativa, embora eleve a *PTF* para o conjunto de países, trouxe uma mudança de posições relativas na comparação com a *PTF* sem sua inclusão.

A forma de estimação aqui empregada e os resultados obtidos permitem construir a Tabela 3.3, que decompõe a taxa de crescimento anual do PIB dos 38 países segundo a acumulação dos fatores de produção capital e trabalho e a *PTF* e seus componentes. Para o conjunto dos 38 países, a taxa anual de crescimento do produto é de 3,326% no período 1970-2000. Do ponto de vista da contabilidade do crescimento, apresentada na seção 3.2, essa taxa é igual à soma das taxas de crescimento do capital e do trabalho, multiplicadas pelas suas respectivas elasticidades, e da taxa de variação da *PTF*. De acordo com as estimativas aqui obtidas[21], a taxa de crescimento do PIB é igual à soma da taxa de crescimento anual do capital de 2,068%, do trabalho de 0,790% e da *PTF* de 0,468%, o que resulta em uma taxa igual a 3,325%, portanto um resíduo de 0,001% com relação à taxa observada. Assim, um dos primeiros resultados das estimações da *PTF* e das elasticidades do capital e do trabalho obtidas neste estudo é a possibilidade de quantificar as participações dos processos de acumulação de capital capital, de expansão do trabalho e da evolução da *PTF* no crescimento econômico, quais sejam, 62,2%, 23,7% e 14,1%, respectivamente.

O ponto a ser ressaltado na forma de se estimar a *PTF* aqui, dado que ela permite identificar suas componentes, é a possibilidade de se calcular a participação do progresso tecnológico no crescimento do produto. Para o caso dos 38 países, essa participação do progresso tecnológico no crescimento do produto médio é alta: 16,4% da taxa de variação do PIB diz respeito à variação do progresso tecnológico, de longe a componente da *PTF* que mais se destaca nas taxas de crescimento dos 38 países da amostra.

[21] As elasticidades do capital e do trabalho foram estimadas a partir da translog do Capítulo 2.

Tabela 3.3 Fontes do crescimento econômico, 1970-2000 (% ao ano)

	Crescimento	Capital	Trabalho	PTF	TEC	TC	SEC	AEC	Resíduo
Alemanha	2,201	1,099	0,248	0,991	-0,058	0,986	0,031	0,032	-0,137
Austrália	3,197	1,565	0,911	0,855	-0,015	0,787	0,034	0,049	-0,134
Áustria	2,742	1,632	0,343	0,997	-0,016	0,800	0,020	0,197	-0,230
Bélgica	2,517	1,293	0,192	0,950	0,050	0,785	-0,014	0,134	0,082
Bolívia	2,617	0,661	1,081	0,432	0,343	-0,024	-0,002	0,109	0,443
Brasil	4,274	3,274	1,258	0,137	-0,220	0,446	0,091	-0,192	-0,395
Canadá	3,275	1,587	0,844	0,960	0,004	0,779	0,043	0,140	-0,116
Chile	4,224	2,506	0,963	0,095	0,066	0,193	0,050	-0,223	0,661
Colômbia	3,836	2,590	1,276	-0,050	-0,048	0,165	-0,063	-0,106	0,019
Coréia	7,270	4,986	1,098	0,580	0,212	0,446	0,075	-0,150	0,607
Costa Rica	3,916	2,828	1,547	-0,139	-0,121	0,066	-0,060	-0,028	-0,321
Dinamarca	1,953	1,041	0,215	0,926	-0,032	0,826	-0,019	0,150	-0,228
Equador	4,007	3,130	1,373	-0,604	-0,143	-0,021	-0,007	-0,439	0,109
Espanha	2,906	1,887	0,444	0,802	-0,049	0,738	0,028	0,084	-0,227
Estados Unidos	3,264	1,611	0,711	1,246	-0,012	0,995	0,063	0,210	-0,305
Finlândia	2,973	1,398	0,236	1,046	0,144	0,746	0,028	0,136	0,294
França	2,511	1,467	0,365	1,091	-0,071	0,926	0,056	0,184	-0,411
Grã-Bretanha	2,295	1,211	0,197	1,147	0,008	0,810	0,050	0,289	-0,260
Grécia	2,546	2,081	0,411	-0,324	-0,130	0,587	-0,046	-0,758	0,377
Holanda	2,684	1,236	0,528	0,935	0,014	0,819	0,020	0,083	-0,014
Hong Kong	6,722	4,167	1,314	0,290	0,119	0,518	-0,139	-0,215	0,950
Irlanda	5,174	2,026	0,703	0,870	0,309	0,516	-0,059	0,109	1,576
Islândia	3,882	1,449	0,770	0,876	0,284	0,526	-0,006	0,082	0,787
Itália	2,499	1,571	0,214	0,788	-0,036	0,849	-0,003	-0,025	-0,074
Jamaica	0,638	1,216	0,950	-0,606	-0,755	0,124	0,020	-0,007	-0,921
Japão	3,315	2,455	0,350	0,960	-0,223	1,049	0,071	0,058	-0,450
Jordânia	5,817	3,959	1,924	-0,430	-0,002	-0,082	-0,157	-0,196	0,365
México	3,968	3,051	1,445	0,119	-0,120	0,393	0,007	-0,167	-0,647
Noruega	3,521	1,333	0,342	1,105	0,306	0,833	0,001	-0,025	0,740
Nova Zelândia	2,100	1,169	0,719	0,568	-0,087	0,650	-0,019	0,017	-0,355
Peru	2,171	1,288	1,332	0,027	-0,329	0,297	-0,001	0,055	-0,475
Portugal	3,540	2,469	0,323	0,705	0,056	0,508	-0,057	0,200	0,043
Suécia	1,940	0,894	0,149	1,020	0,006	0,839	0,004	0,176	-0,124
Suíça	1,387	0,944	0,336	0,789	-0,241	0,974	0,000	0,045	-0,681
Tailândia	6,321	5,104	1,181	-1,166	-0,015	0,112	-0,054	-1,215	1,202
Trinidad Tobago	2,817	1,928	0,866	0,002	-0,020	0,160	-0,072	-0,071	0,022
Turquia	4,378	3,348	1,190	-0,365	-0,054	0,197	0,056	-0,570	0,204
Venezuela	1,003	1,124	1,662	0,154	-0,333	0,403	-0,042	0,116	-1,938
Média	3,326	2,068	0,790	0,468	-0,032	0,545	-0,002	-0,046	0,001
Variância	1,472	1,125	0,491	0,609	0,200	0,332	0,055	0,292	0,621
Participação	100,0%	62,2%	23,7%	14,1%	-1,0%	16,4%	-0,1%	-1,4%	0,0%

É possível, assim como feito no Capítulo 2, formar dois grupos de países, denominados *desenvolvidos* e *em desenvolvimento* [22], e observar se há ou não há diferenças das taxas de crescimento econômico entre esses grupos de acordo com as componentes da *PTF*. Em outras palavras, observar se padrões diferenciados de crescimento dos países são determinados pela eficiência técnica, pelo progresso tecnológico, pela eficiência de escala e pela eficiência alocativa, além do uso de capital e trabalho.

[22] *Desenvolvidos*: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Coréia, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grã-Bretanha, Holanda, Irlanda, Islândia, Itália, Japão, Noruega, Nova Zelândia, Portugal, Suécia, Suíça.

Em desenvolvimento: Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Equador, Grécia, Hong Kong, Jamaica, Jordânia, México, Peru, Tailândia, Trinidad Tobago, Turquia, Venezuela.

Tabela 3.4 Fontes do crescimento por grupos de países, 1970-2000 (% ao ano)

	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	Var média
Crescimento	4,315	4,338	2,060	3,310	3,024	3,040	3,348
Desenvolvidos	3,810	3,332	2,338	3,431	2,062	3,385	3,060
Em desenvolvimento	5,009	5,723	1,679	3,144	4,347	2,566	3,745
Capital	2,923	2,629	1,899	1,752	1,644	1,582	2,071
Desenvolvidos	2,471	1,952	1,444	1,506	1,197	1,346	1,653
Em desenvolvimento	3,545	3,559	2,524	2,090	2,259	1,906	2,647
Trabalho	0,961	0,944	0,890	0,676	0,688	0,582	0,790
Desenvolvidos	0,627	0,562	0,569	0,383	0,342	0,309	0,465
Em desenvolvimento	1,419	1,469	1,331	1,079	1,163	0,956	1,236
PTF	0,612	0,604	0,229	0,605	0,421	0,343	0,469
Desenvolvidos	1,118	1,098	0,802	1,072	0,627	0,797	0,919
Em desenvolvimento	-0,083	-0,075	-0,559	-0,036	0,138	-0,281	-0,149
Eficiência Técnica	-0,089	-0,044	-0,374	0,103	0,089	0,132	-0,030
Desenvolvidos	-0,088	-0,046	-0,161	0,229	-0,046	0,266	0,026
Em desenvolvimento	-0,092	-0,041	-0,667	-0,069	0,275	-0,053	-0,108
Progresso Tecnológico	0,908	0,779	0,634	0,478	0,319	0,156	0,546
Desenvolvidos	1,146	1,015	0,867	0,713	0,555	0,394	0,782
Em desenvolvimento	0,580	0,454	0,314	0,156	-0,006	-0,171	0,221
Eficiência de Escala	-0,057	-0,033	-0,005	0,019	0,026	0,038	-0,002
Desenvolvidos	-0,019	0,001	0,016	0,029	0,031	0,037	0,016
Em desenvolvimento	-0,109	-0,080	-0,032	0,005	0,019	0,040	-0,026
Eficiência Alocativa	-0,156	-0,101	-0,031	0,009	-0,013	0,021	-0,045
Desenvolvidos	0,077	0,133	0,078	0,112	0,087	0,107	0,099
Em desenvolvimento	-0,477	-0,423	-0,181	-0,134	-0,151	-0,097	-0,244
Resíduo	-0,181	0,162	-0,957	0,277	0,271	0,534	0,017
Desenvolvidos	-0,407	-0,281	-0,477	0,470	-0,104	0,933	0,023
Em desenvolvimento	0,129	0,770	-1,618	0,010	0,787	-0,015	0,011

A Tabela 3.4 traz as taxas de variação anual média do produto, do capital e do trabalho, bem como as dos componentes da *PTF*, para cada um dos qüinqüênios do período 1970-2000. Observa-se que, em média, os países em desenvolvimento apresentam taxa de crescimento econômico (3,74% ao ano) maior que os desenvolvidos (3,05% ao ano) ao longo do período. A subtração dessas taxas, descontadas as variações do capital e do trabalho, resulta na parcela que cabe à *PTF* no diferencial do crescimento econômico entre os grupos – evidentemente, esse resultado é obtido, aproximadamente, pelas diferenças de produtividade dos grupos de países. A diferença de taxas de crescimento da PTF dos países desenvolvidos e em desenvolvimento foi de 1,069 pontos percentuais.

Ao se calcular as diferenças das taxas de variação de cada uma das componentes da *PTF* entre os países desenvolvidos e em desenvolvimento, e ao se dividir tais diferenciais pela diferença das *PTF*, obtêm-se a participação da eficiência técnica, do progresso tecnológico, da eficiência de escala e da eficiência alocativa no crescimento econômico – participação devida à produtividade desses grupos de países amostrados. Assim, de acordo com as estimativas obtidas neste estudo, a eficiência técnica, o progresso tecnológico, a eficiência de escala e a eficiência alocativa respondem, respectivamente, por cerca de 12%,

52%, 4% e 32% na diferença das *PTF*'s dos países, ou ainda, na parcela do crescimento econômico vinda da produtividade dos fatores de produção.

Tabela 3.5 Fontes do crescimento per capita, 1970-2000 (% ao ano)

	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	Var média
Crescimento per capita	2,397	2,439	0,255	1,909	1,567	1,796	1,727
Desenvolvidos	2,665	2,296	1,291	2,719	1,417	2,793	2,197
Em desenvolvimento	2,029	2,636	-1,170	0,795	1,773	0,425	1,081
Capital	2,923	2,629	1,899	1,752	1,644	1,582	2,071
Desenvolvidos	2,471	1,952	1,444	1,506	1,197	1,346	1,653
Em desenvolvimento	3,545	3,559	2,524	2,090	2,259	1,906	2,647
Trabalho*	-0,957	-0,956	-0,916	-0,725	-0,769	-0,663	-0,831
Desenvolvidos	-0,518	-0,474	-0,478	1,000	-0,303	-0,283	-0,176
Em desenvolvimento	-1,561	-1,618	-1,517	-1,269	-1,411	-1,185	-1,427
PTF	0,612	0,604	0,229	0,605	0,421	0,343	0,469
Desenvolvidos	1,118	1,098	0,802	1,072	0,627	0,797	0,919
Em desenvolvimento	-0,083	-0,075	-0,559	-0,036	0,138	-0,281	-0,149
Eficiência Técnica	-0,089	-0,044	-0,374	0,103	0,089	0,132	-0,030
Desenvolvidos	-0,088	-0,046	-0,161	0,229	-0,046	0,266	0,026
Em desenvolvimento	-0,092	-0,041	-0,667	-0,069	0,275	-0,053	-0,108
Progresso Tecnológico	0,908	0,779	0,634	0,478	0,319	0,156	0,546
Desenvolvidos	1,146	1,015	0,867	0,713	0,555	0,394	0,782
Em desenvolvimento	0,580	0,454	0,314	0,156	-0,006	-0,171	0,221
Eficiência de Escala	-0,057	-0,033	-0,005	0,019	0,026	0,038	-0,002
Desenvolvidos	-0,019	0,001	0,016	0,029	0,031	0,037	0,016
Em desenvolvimento	-0,109	-0,080	-0,032	0,005	0,019	0,040	-0,026
Eficiência Alocativa	-0,156	-0,101	-0,031	0,009	-0,013	0,021	-0,045
Desenvolvidos	0,077	0,133	0,078	0,112	0,087	0,107	0,099
Em desenvolvimento	-0,477	-0,423	-0,181	-0,134	-0,151	-0,097	-0,244
Resíduo	-0,181	0,162	-0,957	0,277	0,271	0,534	0,017
Desenvolvidos	-0,407	-0,281	-0,477	0,470	-0,104	0,933	0,023
Em desenvolvimento	0,129	0,770	-1,618	0,010	0,787	-0,015	0,011

Nota (*): Calculada com base no peso ($\varepsilon_{it} - 1$).

A Tabela 3.5 apresenta as taxas de crescimento do produto per capita e sua composição, por grupo de países, obtidas a partir da equação (3.2). A diferença entre as taxas médias de crescimento per capita dos países desenvolvidos e em desenvolvimento é invertida em favor dos países desenvolvidos, para os quais se observa uma taxa média de 1,1 ponto percentual a mais por ano. Essas estimativas sugerem que, além de o progresso tecnológico ter importante participação no crescimento econômico, como salientado anteriormente, o progresso tecnológico é a principal componente da *PTF* que leva os países desenvolvidos a obterem taxas de crescimento per capita superiores à dos países em desenvolvimento. Isto é, o crescimento econômico está, em grande medida, determinado pelo padrão de desenvolvimento tecnológico dos países – cerca de 50% das diferenças de taxa de crescimento do PIB per capita resultam das diferenças de progresso tecnológico.

3.4 A evolução da desigualdade da distribuição internacional de renda

A implicação direta da discussão anterior é o distanciamento, ao longo do tempo, dos padrões de vida dos países desenvolvidos e em desenvolvimento, com conseqüências sobre a distribuição internacional da renda. Esta seção do capítulo destina-se a medir e analisar a evolução da desigualdade da distribuição do produto per capita dentro de grupos de países e entre esses grupos. Há muitas formas de se medir a desigualdade de renda dentro dos países e entre eles[23]. Adotar-se-á, neste estudo, uma das medidas de desigualdade de renda elaborada por Henry Theil, a saber, o índice L de Theil[24].

A medida de desigualdade índice L de Theil é calculada de acordo com a seguinte expressão

$$L = \sum_{i=1}^{n} \frac{1}{n} \log \frac{\frac{1}{n}}{f_i} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \log \frac{1}{nf_i}, \quad (3.5)$$

em que n é o número de países, sendo a renda de cada uma deles representada por uma fração não-negativa ($f_i \geq 0$, com $i = 1, \ldots, n$) da renda total

$$\sum_{i=1}^{n} f_i = 1.$$

Observe-se que, quando a distribuição de renda é perfeitamente igualitária, $L = 0$ ($f_i = 1 / n$), e quando qualquer f_i tende a zero, L tende a infinito.

Ao se reescrever a fração da renda total (f_i) do i-ésimo país como

$$f_i = \frac{y_i}{n\bar{y}}. \quad (3.6)$$

em que y_i é a renda per capita (com $i = 1, \ldots, n$) e $\bar{y}$ é a renda média do total dos países, pode-se reescrever a equação (3.5) como

$$L = -\frac{1}{n} \sum \log \frac{y_i}{\bar{y}} \quad (3.7),$$

e

[23] Veja-se Fields (2001).

[24] As medidas de desigualdade desenvolvidas por Henry Theil, em 1967, foram baseadas em conceitos da física e da engenharia da comunicação – da assim chamada *teoria da informação.* Veja-se Hoffmann (1998, p. 99 e ss).

$$L = \log \bar{y} - \log w = \log \frac{\bar{y}}{h}, \quad (3.8)$$

em que w é a média geométrica das rendas y_i, isto é,

$$\log w = \frac{1}{n} \sum_i \log y_i .$$

Da equação (3.7), nota-se que o índice L de Theil é igual ao logaritmo da média geométrica das rendas relativas (y_i / $\bar{y}$), com sinal trocado. Na expressão (3.8), o índice L aparece como sendo igual ao logaritmo da razão entre a média aritmética e a média geométrica das rendas individuais.

Uma importante propriedade dessa medida de desigualdade de Theil – quando as rendas individuais podem ser agrupadas por grupos – é sua decomposição em medidas de desigualdade entre grupos e dentro deles. Dada uma certa distribuição com k grupos, seja n_h (com h = 1, ... ,k) o número de elementos do h-ésimo grupo e y_{hi} (com h = 1, ... ,k; i = 1, ... n_h) a renda do i-ésimo elemento do h-ésimo grupo. Temos que o número total da população é

$$N = \sum_{h=1}^{k} n_h ,$$

com a proporção da população correspondente ao h-ésimo grupo sendo

$$\pi_h = \frac{n_h}{N} .$$

Ao se designar $\bar{y}$ como a renda média total, a proporção da renda total apropriada pelo i-ésimo elemento do h-ésimo grupo é f_{hi} = y_{hi} / ($N\bar{y}$) e a proporção da renda total apropriada pelo h-ésimo grupo é

$$F_h = \sum_{i=1}^{n_h} f_{hi} .$$

Retomando a equação (3.5), o valor L para todo o conjunto de países pode ser escrito como

$$L = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_h} \log \frac{1}{N f_{hi}} . \quad (3.9)$$

Após alguma álgebra, tem-se

$$\sum_{h=1}^{k} \pi_h \log \frac{\pi_h}{F_h} = \frac{1}{N} \sum_{h=1}^{k} \sum_{i=1}^{n_h} \log \frac{n_h}{NF_h}$$

para, então, se obter

$$L = \sum_{h=1}^{k} \pi_h \log \frac{\pi_h}{F_h} + \sum_{h=1}^{k} \pi_h \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \log \frac{F_h}{n_h f_{hi}}$$

ou, ainda,

$$L = L_e + \sum_{h=1}^{k} \pi_h L_h \text{ . (3.10)}$$

Isto é,

$$L_e = \sum_{h=1}^{k} \pi_h \log \frac{\pi_h}{F_h} \text{, (3.11)}$$

e

$$L_h = \frac{1}{n_h} \sum_{i=1}^{n_h} \log \frac{F_h}{n_h f_{hi}} \text{ . (3.12)}$$

Com L_h correspondendo à desigualdade *dentro* do h-ésimo grupo, visto que f_{hi} / F_h é a fração da renda total do h-ésimo grupo apropriada pelo i-ésimo país desse mesmo grupo, – portanto, tem-se que o último termo de (3.9) é uma média ponderada das medidas de desigualdade dentro dos grupos –, e L_e correspondendo à desigualdade *entre* grupos. Uma vez mais, é fácil notar que, no caso em que a renda é perfeitamente distribuída dentro do grupo, o valor de L se reduz a L_e, ou seja, a desigualdade de renda do conjunto de países se deve unicamente à desigualdade entre grupos.[25]

[25] Vale observar, como o L de Theil tem as frações da população (π_h) como ponderadores para as desigualdades, para uma população dividida em grupos de países, relativamente, ricos e pobres, o L é mais sensível a alterações na distribuição de renda dentro do grupo de pobres. Outra propriedade: dada uma população dividida em grupos, se todas as rendas dos países de determinado grupo forem multiplicadas por uma constante, o índice L de Theil será alterado apenas pelo seu termo L_e (pois tanto os π_h quanto os L_h permanecem os mesmos). Ou seja, se multiplicamos todas as rendas dos países de um grupo por uma constante, permanecendo, portanto, a mesma desigualdade *dentro* dele, era de se esperar que somente a desigualdade *entre* os grupos fosse alterada. É o que capta o L de Theil. (ver Hoffmann, 1998, pp. 113 e 114).

Ao se considerar os dois grupos (desenvolvidos e em desenvolvimento) da amostra de 38 países, foram calculados o índice de *L* de Theil e suas medidas de decomposição, assim como mostra a Tabela 3.6[26].

Tabela 3.6 Medida de desigualdade de renda L de Theil– 38 países

	L_e	Variação média anual no período	$\Sigma\pi hL_h$	Variação média anual no período	L	Variação média anual no período
1970	0,07346	-	0,07635	-	0,14981	-
1975	0,08197	0,00170	0,05843	-0,00358	0,14040	-0,00188
1980	0,07862	-0,00067	0,05738	-0,00021	0,13600	-0,00088
1985	0,09822	0,00392	0,06166	0,00086	0,15989	0,00478
1990	0,11257	0,00287	0,06126	-0,00008	0,17384	0,00279
1995	0,10533	-0,00145	0,06252	0,00025	0,16785	-0,00120
2000	0,12553	0,00404	0,07032	0,00156	0,19585	0,00560
Variação 1970-2000		0,01041		-0,00120		0,00921

Observa-se que, de 1970 para 2000, o *L* de Theil ficou 31% maior, ou seja, há um aumento da desigualdade da renda para o conjunto dos 38 países amostrados – a despeito de, entre os anos 1970-80 e 1990-95, a desigualdade de renda dos grupos ter diminuído. Um fato importante é que, para essa amostra, há uma diminuição da desigualdade de renda dentro dos grupos ($\Sigma\pi_h L_h$), aproximadamente de 8%, concomitantemente a um aumento da desigualdade entre os grupos (L_e), de 71%. Isso sugere que os países de cada grupo estão ficando menos desiguais, ou ainda, convergindo para uma mesma renda per capita dentro do grupo, mas estão se diferenciando enquanto grupos, ou seja, seus níveis de renda per capita estão divergindo. Em outras palavras, os países desenvolvidos e em desenvolvimento ficaram mais desiguais em termos de renda per capita, apesar de dentro desses grupos os países ficarem mais iguais.

3.5 Progresso tecnológico e dinâmica da distribuição internacional da renda: uma contribuição à mensuração dos determinantes econômicos da desigualdade entre países

Viu-se que o progresso tecnológico é a principal componente da *PTF* no diferencial de crescimento econômico entre os países desenvolvidos e em desenvolvimento da amostra de 38 países. A pergunta que aqui se coloca é: em que medida o progresso tecnológico

[26] A variável *y* utilizada para se obter as estimativas de *L* de Theil foi construída como sendo a razão do PIB pela PIA dos países.

influencia a evolução da desigualdade de renda? Ou ainda: quanto dessa desigualdade, desse distanciamento das rendas per capita entre grupos, ao longo do tempo, pode ser atribuída às dinâmicas das componentes da PTF?

Para responder tal questão, tome-se novamente a equação (3.5), e reescreva-a como

$$L = -\frac{1}{n}\sum \log \frac{ny_i}{\sum_i^n y_i} = -\frac{1}{n}\left(\log y_i - \log \frac{\sum_i^n y_i}{n} \right). \quad (3.13)$$

Desenvolvendo esta última equação

$$L = -\frac{1}{n}\sum \left(\log y_i - \log \sum_i^n y_i + \log n \right) \text{ ou}$$

$$L = -\frac{1}{n}\left(\sum \log y_i - n \log \sum_i^n y_i + n \log n \right),$$

chega-se à um equação simplificada da medida de desigualdade L de Theil, exposta em Souza (2000),

$$L = -\log n - \frac{\sum \log y_i}{n} + \log \sum_i^n y_i \,. \quad (3.14)$$

Note-se que, para se obter o L de Theil, necessita-se, portanto, apenas da renda per capita dos n países e de seu somatório $\sum_i^n y_i$.

Agora, apresentar-se-á uma outra maneira de decompor o L de Theil, a fim de que se possa relacionar a variação da desigualdade de renda com as variações da *PTF* e suas componentes. Inicialmente, tome-se a derivada parcial da equação (3.14) com relação ao tempo

$$\dot{L}_t = -\frac{d \log n}{dt} - \frac{d \sum_i \frac{\log y_{it}}{n}}{dt} + \frac{d \log \sum_i^n y_{it}}{dt} \,. \quad (3.15)$$

com t = 1, ..., T indicando o tempo. Como o primeiro termo do lado esquerdo da equação (3.15) é igual a zero, tem-se

$$\dot{L}_t = \frac{d \log \sum_i^n y_{it}}{dt} - \frac{1}{n}\frac{d \sum_i \log y_{it}}{dt}, \quad (3.16)$$

em que o primeiro termo é a derivada, no tempo, do logaritmo da razão entre a soma das rendas dos países, ou ainda, é a taxa de variação média da renda total dos países, e o segundo termo é a derivada, no tempo, da soma das diferenças dos logaritmos da renda do *i*-ésimo país dividida por *n*, ou seja, é a média da taxa de variação do produto per capita dos países.

Para variações pequenas, o primeiro termo pode ser aproximado por

$$\frac{d \log \sum_{i}^{n} y_{it}}{dt} \approx \frac{d \sum_{i=1}^{n} y_{it} / dt}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} . \quad (3.17)$$

Para variações discretas, a igualdade dos dois lados da equação (3.17) requer a introdução de um termo de correção θ_t

$$\frac{d \log \sum_{i}^{n} y_{it}}{dt} = \frac{d \sum_{i=1}^{n} y_{it} / dt}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} \cdot \theta_t$$

O termo θ_t depende dos valores assumidos pelos somatórios dos dois lados da equação (3.17) em cada período. Visto que

$$\frac{d \sum_{i=1}^{n} y_{it} / dt}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} \cdot \theta_t = \frac{d\, y_{1t} / dt}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} \cdot \theta_t + \frac{d\, y_{2t} / dt}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} \cdot \theta_t + \ldots + \frac{d\, y_{nt} / dt}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} \cdot \theta_t ,$$

ao se multiplicar cada termo do lado esquerdo por y_{it} / y_{it}, obtém-se:

$$\frac{d \sum_{i=1}^{n} y_{it} / dt}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} \cdot \theta_t = \frac{d\, y_{1t} / dt}{y_{1t}} \cdot \frac{y_{1t}}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} \cdot \theta_t + \frac{d\, y_{2t} / dt}{y_{2t}} \cdot \frac{y_{2t}}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} \cdot \theta_t + \ldots + \frac{d\, y_{nt} / dt}{y_{nt}} \cdot \frac{y_{nt}}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} \cdot \theta_t$$

ou ainda,

$$\frac{d\sum_{i=1}^{n} y_{it}/dt}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}} \cdot \theta_t = g_{y_{1t}} \cdot f_{1t} \cdot \theta_t + g_{y_{2t}} \cdot f_{2t} \cdot \theta_t + \ldots + g_{y_{nt}} \cdot f_{nt} \cdot \theta_t = \sum_{i=1}^{n} g_{y_{it}} \cdot f_{it} \cdot \theta_t ,$$

em que $g_{y_{it}} = \frac{d\, y_{it}/dt}{y_{it}}$ é a taxa de crescimento per capita definida na equação (3.2) e

$f_{it} = \frac{y_{it}}{\sum_{i=1}^{n} y_{it}}$ é a fração da renda total do *i*-ésimo país no total da renda mundial no período *t* – igualmente como definido em (3.6). Portanto, ($g_{y_{it}} \cdot f_{it}$) é a taxa de crescimento econômico ponderada do *i*-ésimo país no período *t* pela participação na soma das rendas internacionais – corrigida por θ_t para os casos discretos. Ao se definir $p_{it} = \frac{y_{it}}{\bar{y}_t}$, e de acordo com a contabilidade do crescimento apresentada no início deste capítulo, pode-se reescrever essa taxa de crescimento como:

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} g_{y_{it}} \cdot p_{it} \cdot \theta_t = \frac{1}{n}\left\{\sum_{i=1}^{n} (\varepsilon_{K_{it}} g_{K_{it}} + (\varepsilon_{L_{it}} - 1) g_{L_{it}} + g_{PTF_{it}}) \cdot p_{it} \cdot \theta_t\right\}$$

Portanto, tem-se que o primeiro termo da equação (3.16) é:

$$\frac{d \log \sum_{i}^{n} y_{it}}{dt} = \frac{1}{n}\left\{\sum_{i=1}^{n} (\varepsilon_{K_{it}} g_{K_{it}} \cdot p_{it} \cdot \theta_t) + \sum_{i=1}^{n} ((\varepsilon_{L_{it}} - 1) g_{L_{it}} \cdot p_{it} \cdot \theta_t) + \sum_{i=1}^{n} (g_{PTF_{it}} \cdot p_{it} \cdot \theta_t)\right\} \quad (3.17)$$

ou seja, o primeiro termo de (3.16) pode ser interpretado como a soma das taxas de crescimento do capital, do trabalho e da produtividade total dos fatores do i-ésimo país ponderadas pela renda desse país no total da renda de todos os países no período *t*.

Por sua vez, o segundo termo de (3.16), qual seja,

$$\frac{1}{n}\frac{d\sum_{i} \log y_{it}}{dt},$$

é facilmente interpretado como a média aritmética das taxas de crescimento da renda per capita dos países, ou ainda, ela pode ser escrita da seguinte forma

$$\frac{1}{n}\frac{d\sum_i \log y_{it}}{dt} = \frac{\sum_{i=1}^{n} g_{y_{it}}}{n} \cdot \gamma_t .$$

Como, ao se utilizar uma vez mais a notação da contabilidade do crescimento,

$$\frac{\sum_{i=1}^{n} g_{y_{it}}}{n} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \varepsilon_{K_{it}} g_{K_{it}}}{n} + \frac{\sum_{i=1}^{n} (\varepsilon_{L_{it}} - 1) g_{L_{it}}}{n} + \frac{\sum_{i=1}^{n} g_{PTF_{it}}}{n},$$

chega-se, portanto, à expressão que relaciona o segundo termo da equação (3.16) com a evolução da *PTF*:

$$\frac{1}{n}\frac{d\sum_i \log y_{it}}{dt} = \frac{1}{n}\left\{ \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_{K_{it}} g_{K_{it}} + \sum_{i=1}^{n} (\varepsilon_{L_{it}} - 1) g_{L_{it}} + \sum_{i=1}^{n} g_{PTF_{it}} \right\}. \quad (3.18)$$

Finalmente, a variação do *L* de Theil pode ser escrita como:

$$\dot{L}_t = \frac{d \log \sum_i^n y_{it}}{dt} - \frac{1}{n}\frac{d\sum_i \log y_{it}}{dt} = \left\{ \frac{1}{n}\left[\sum_{i=1}^{n} (\varepsilon_{K_{it}} g_{K_{it}} \cdot p_{it}) + \sum_{i=1}^{n} ((\varepsilon_{L_{it}} - 1) g_{L_{it}} \cdot p_{it}) + \sum_{i=1}^{n} (g_{PTF_{it}} \cdot p_{it}) \right] \cdot \theta_t \right\}$$
$$- \left\{ \frac{1}{n}\left[\sum_{i=1}^{n} (\varepsilon_{K_{it}} g_{K_{it}}) + \sum_{i=1}^{n} ((\varepsilon_{L_{it}} - 1) g_{L_{it}}) + \sum_{i=1}^{n} (g_{PTF_{it}}) \right] \right\}$$

ou ainda,

$$\dot{L}_t = \frac{1}{n}\left\{ \sum_{i=1}^{n} [(\varepsilon_{K_{it}} g_{K_{it}}) \cdot (p_{it} - 1)] + \sum_{i=1}^{n} [((\varepsilon_{L_{it}} - 1) g_{L_{it}}) \cdot (p_{it} - 1)] + \sum_{i=1}^{n} [(g_{PTF_{it}}) \cdot (p_{it} - 1)] \right\} \cdot \theta_t . \quad (3.19)$$

A variação da desigualdade é, portanto, estimada como a diferença da taxa de crescimento média ponderada das rendas dos países e da média aritmética de suas taxas de crescimento, ajustadas pelo fator θ_t. Note-se que, dado que $p_{it} = \frac{y_{it}}{\bar{y}_t}$, para taxas positivas de crescimento do produto, do trabalho e da *PTF*, a soma das parcelas negativas de $\dot{L}_t$ será dada pelos países cuja renda é menor do que a média da renda internacional e a positiva, pelos países cuja renda é maior.

Ao se considerar as componentes da *PTF*, a equação (3.19) pode ainda ser escrita como função da eficiência técnica, do progresso tecnológico, da eficiência de escala e da eficiência alocativa:

$$\dot{L}_t = \frac{1}{n}\left\{\begin{array}{l}\sum_{i=1}^{n}[(\varepsilon_{K_{it}} g_{K_{it}})\cdot(p_{it}-1)] + \sum_{i=1}^{n}[((\varepsilon_{L_{it}}-1)g_{L_{it}})\cdot(p_{it}-1)] + \sum_{i=1}^{n}[(VET_{it})\cdot(p_{it}-1)] \\ + \sum_{i=1}^{n}[(VPT_{it})\cdot(p_{it}-1)] + \sum_{i=1}^{n}[(VEE_{it})\cdot(p_{it}-1)] + \sum_{i=1}^{n}[(VEA_{it})\cdot(p_{it}-1)]\end{array}\right\}\cdot\theta_t \quad (3.20)$$

Como há uma variação residual no produto por trabalhador devida a fatores aleatórios, a equação (3.20) passa a ser

$$\dot{L}_t = \frac{1}{n}\left\{\begin{array}{l}\sum_{i=1}^{n}[(\varepsilon_{K_{it}} g_{K_{it}})\cdot(p_{it}-1)] + \sum_{i=1}^{n}[((\varepsilon_{L_{it}}-1)g_{L_{it}})\cdot(p_{it}-1)] + \sum_{i=1}^{n}[(VET_{it})\cdot(p_{it}-1)] \\ + \sum_{i=1}^{n}[(VPT_{it})\cdot(p_{it}-1)] + \sum_{i=1}^{n}[(VEE_{it})\cdot(p_{it}-1)] + \sum_{i=1}^{n}[(VEA_{it})\cdot(p_{it}-1)] + \sum_{i=1}^{n}[(\varepsilon_{it})\cdot(p_{it}-1)]\end{array}\right\}\cdot\theta_t . \quad (3.21)$$

Uma expressão que facilita a interpretação de (3.21) é denominar cada um dos termos do lado esquerdo da equação como partes da variação de *L* de Theil, cada uma determinada por processos distintos: acumulação de capital, expansão da força de trabalho, variação das componentes ds produtividade total de fatores e choque aleatórios. Ou seja,

$$\dot{L}_t = \dot{L}_{Kt} + \dot{L}_{Lt} + \dot{L}_{VETt} + \dot{L}_{VPTt} + \dot{L}_{VEEt} + \dot{L}_{VEAt} + \dot{L}_{\varepsilon t}, \quad (3.22)$$

em que $\dot{L}_{Kt} = \frac{1}{n}\left\{\sum_{i=1}^{n}[(\varepsilon_{K_{it}} g_{K_{it}})\cdot(p_{it}-1)]\right\}\cdot\theta_t$ e os demais termos definidos de modo análogo.

A Tabela 3.7 mostra a estimação da variação da medida de desigualdade *L* de Theil segundo a equação (3.22) entre cada um dos qüinqüênios do período 1970-2000, tomando por base as estimativas de variação da *PTF* realizadas neste estudo. Em primeiro lugar, pode-se comparar a segunda linha dessa tabela com a última coluna da Tabela 3.6. Os valores são muito próximos, e as diferenças são devidas a erros de aproximação.

Em segundo lugar, e mais importante, a Tabela 3.7 apresenta a composição da trajetória da desigualdade de renda segundo a acumulação de capital e trabalho e a evolução da *PTF*. Observa-se que a acumulação de capital influencia negativamente a desigualdade, ou ainda, contribui para diminuir as diferenças de renda entre países. O fator trabalho, por sua vez,

exerce influência positiva sobre a variação do *L* de Theil do produto por trabalhador, ou seja, aumenta a desigualdade, quase compensando o efeito do capital – veja-se a última coluna da Tabela 3.7. Por fim, a evolução da *PTF* também aparece contribuindo para a elevação da desigualdade de renda entre os países, com elevada participação. Dentre suas componentes, o progresso tecnológico é o que se destaca, na medida em que sua participação para a desigualdade atinge 95% da variação total do índice *L* de Theil do produto por trabalhador e 65,9% da variação do *L* de Theil da *PTF*.[27] Esse resultado mostra que o progresso tecnológico é a variável-chave para a explicação da evolução das diferenças de renda entre os países. A eficiência alocativa também tem papel importante, com 40% de participação positiva na evolução do $\dot{L}$ do produto por trabalhador entre os anos 1970 e 2000.

Tabela 3.7 Medida de desigualdade de renda L de Theil– 38 países

	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-2000	Soma	Participação na evolução do L do produto por trabalhador
Produto por trabalhador	-0,00182	-0,00074	0,00497	0,00299	-0,00111	0,00579	0,01008	–
Capital	-0,00303	-0,00397	-0,00132	-0,00157	-0,00253	-0,00094	-0,01336	-133%
Trabalho	0,00205	0,00230	0,00174	0,00219	0,00264	0,00201	0,01292	128%
PTF	0,00244	0,00288	0,00331	0,00229	0,00100	0,00264	0,01457	144%
Eficiência técnica	-0,00038	0,00008	0,00081	0,00016	-0,00096	0,00077	0,00048	5%
Progresso tecnológico	0,00157	0,00153	0,00189	0,00156	0,00154	0,00152	0,00960	95%
Eficiência de escala	0,00017	0,00015	0,00007	0,00003	0,00000	-0,00002	0,00041	4%
Eficiência alocativa	0,00110	0,00117	0,00054	0,00057	0,00042	0,00037	0,00417	41%
Resíduo	-0,00328	-0,00195	0,00125	0,00008	-0,00222	0,00208	-0,00404	-40%

Em termos econômicos, pode-se dizer que os distintos padrões de desenvolvimento dos países da amostra levam a um aumento da desigualdade "tecnológica" entre eles, com repercussão decisiva sobre a dinâmica de desigualdade da distribuição internacional da renda. Ou ainda, não se observou a convergência das rendas per capita dos países desenvolvidos e em desenvolvimento porque o hiato tecnológico entre esses dois grupos de países aumentou.

[27] Se os países da amostra tivessem apresentado a mesma dinâmica de evolução da *PTF*, a variação de *L* de Theil do produto por trabalhador entre 1970 e 2000 teria sido negativa (-0,0045), ou seja, teria havido alguma convergência das renda internacionais. E se ao menos os países da amostra tivessem apresentado a mesma dinâmica de progresso tecnológico e de evolução de eficiência técnica, a variação de *L* de Theil do produto por trabalhador entre 1970 e 2000 teria sido praticamente nula (de 0,00009).

4. O papel do progresso tecnológico e das demais componentes da produtividade total de fatores na dinâmica da distribuição de renda dentro dos países

4.1. Introdução

Este capítulo trata de investigar em que medida a dinâmica da desigualdade da renda nas economias é afetada pela evolução das componentes da produtividade total de fatores. Inicialmente, faz-se um breve apanhado histórico da literatura sobre crescimento e desigualdade da renda, com ênfase na discussão da curva em forma de U-invertido de Kuznets. O intuito é resgatar uma das idéias centrais no pensamento de Kuznets, qual seja, de que o progresso tecnológico é determinante para explicar as mudanças estruturais das atividades econômicas dos países, as quais, por sua vez, têm conseqüências diretas sobre a distribuição de renda.

A partir dos resultados da análise de fronteira estocástica obtidos nos capítulos 2 e 3, estimam-se os efeitos diretos da eficiência técnica, do progresso tecnológico, das economias de escala e da eficiência alocativa sobre a desigualdade de renda. As evidências empíricas corroboram a existência da curva em forma de U-invertido de Kuznets. Isso ocorre pois as especificações aqui adotadas, ao considerar uma gama mais ampla de dimensões do desenvolvimento econômico – as componentes da evolução da *PTF* –, substitui as *dummies* de país e outras variáveis *proxies* por variáveis de controle que espelham melhor os padrões nacionais de desenvolvimento e as decisões de política que os condicionam – ao distinguir, por exemplo, a trajetória de crescimento econômico obtida pela acumulação de capital daquela induzida por um maior progresso tecnológico.

4.2. Desenvolvimento e desigualdade

No século vinte, a preocupação com a desigualdade de renda sempre esteve presente nas pesquisas econômicas. No entanto, o desafio de elaborar uma teoria sobre a distribuição de renda ganhou força somente em meados dos anos 1960. Desde então, um número considerável de teorias da distribuição foi desenvolvido e aperfeiçoado. Essas teorias, muitas vezes rivais ou mesmo complementares, podem ser divididas em duas classes básicas: (i) teorias que são baseadas na crença de que as pessoas podem intervir nos seus

destinos e a sociedade pode moldar significativamente a distribuição de renda de seus membros; e (ii) teorias segundo as quais as desigualdades são largamente preordenadas (Sahota, 1978).

De acordo com essa classificação, no primeiro grupo encontram-se desde as teorias de escolha, para as quais as desigualdades de renda são uma conseqüência da decisão voluntária, até as teorias de herança e institucionais, de acordo com as quais a desigualdade pode ser reduzida, caso seja alterada a ordem social. O segundo grupo pode ser dividido em três escolas, as quais têm como principais pontos: (a) as habilidades dos indivíduos são, em grande medida, determinadas; (b) as desigualdades são causadas por fatores estocásticos; e (c) a desigualdade de renda é, em qualquer ponto do tempo, inevitável devido ao efeito da idade sobre a capacidade dos ganhos dos indivíduos (teorias dos ciclos de vida).

Em linhas gerais, para a primeira escola (i), uma redução da desigualdade não somente é possível como também é, de acordo com certas características do desenvolvimento, automática. Com diferentes abordagens, encontram-se aí Kuznets (1945 e 1955), Johnson (1973), Meade (1964), Pasinetti (1961), Kaldor (1966), Tinbergen (1975), Stiglitz (1969), Tobin (1970) Lindahl (1958 e 1960), Downs (1957), Buchanan (1968), Breton (1974) e Rawls (1971), entre outros. Para a segunda escola (ii), qualquer redução autônoma da desigualdade será efêmera. Autores desse grupo são Gibrat (1931), Shorrocks (1976), Rosen (1976), Becker (1965), Mincer (1970 e 1976), Blaug (1976), Hunt (1961), Schultz (1961), Griliches (1976).

Nos anos 1980 e 1990, com a consolidação de muitas pesquisas amostrais e principalmente com a longevidade dos dados da OIT e da pesquisa de Deininger e Squire (1996), surgiu um grande número de trabalhos empíricos que buscaram identificar os determinantes da desigualdade pessoal da renda. Em boa medida, tais trabalhos tinham como preocupação básica analisar o que passou a ser conhecido, desde o final dos anos 1950, como a hipótese de Kuznets. De acordo com a hipótese de U-invertido de Kuznets, a desigualdade de renda cresce nos primeiros estágios do crescimento econômico e começa a declinar após atingir um ponto de máximo. Esse fato podia ser intuído do processo de crescimento dos países desenvolvidos, como sugere Kuznets na seguinte passagem

> "It seems plausible to assume that in the process of growth, the earlier periods are characterized by a balance of counteracting forces that may have widened the inequality in the size distribution of total income for a while (. . .) It is even more plausible to argue that [there was a] recent narrowing in income inequality observed in the developed countries." (Kuznets, 1963; op.cit. Fields, 2000)

Como argumenta Fields (2000), o trabalho de Kuznets influenciou, por pelo menos duas décadas, muitos analistas do desenvolvimento por basicamente dois motivos: em primeiro lugar, o foco de sua análise da distribuição de renda estava na desigualdade, em vez de na discussão da pobreza; em segundo lugar, a medida de desigualdade de Kuznets baseava-se em índices de desigualdade específicos – mais precisamente, nas participações de renda de percentis de grupos na população –, em oposição às comparações mais robustas da curva de Lorenz. Deve-ser notar que não foi a informação vinda da análise empírica de Kuznets que tornou seu trabalho um clássico – ele dispunha de somente cinco países em um único período de tempo. O trabalho de Kuznets procurava evidenciar o mecanismo básico pelo qual o crescimento afeta a desigualdade de renda. Esse mecanismo é identificado por Kuznets como sendo as mudanças intersetoriais: o crescimento econômico "força" uma realocação da atividade econômica, ou seja, de atividades "tradicionais" de relativamente baixa desigualdade para atividades "modernas" de relativamente alta desigualdade. O impacto dessas idéias foi tão forte que a curva de Kuznets, mais do que uma tendência central, foi considerada uma "lei" do desenvolvimento econômico. (Fields, 2001)

Dentro dessa linha de pesquisa, a literatura seguiu duas direções. Uma corrente buscou desenvolver modelos teóricos que pudessem gerar uma curva em U-invertido.[28] A outra tratou de identificá-la empiricamente.

Os primeiros estudos empíricos foram realizados com dados de seção transversal. Esses estudos podem ser interpretados de duas maneiras. Em primeiro lugar, aqueles que procuravam identificar causalidade no processo de crescimento econômico – Kuznets (1966), Adelman e Morris (1973), Ahluwalia (1974, 1976), Chenery e Syrquin (1975), entre outros. Em segundo lugar, estão os estudos que buscavam simplesmente identificar

[28] Como citado em Fields (2001), esses modelos estão compilados em trabalhos como os de Glomm e Ravikumar (1994, 1995) e em Aghion, Caroli e García-Peñalosa (1999). O trabalho teórico pioneiro nessa área foi o de Stiglitz (1969).

padrões nas seções transversais, ou seja, identificar se países de renda média têm desigualdade maior ou menor do que os de renda baixa ou os de renda alta, sem se importar com questões de causalidade. (Fields, 2001)

Desde então, há uma vasta literatura empírica de dados de seção transversal sobre a curva de Kuznets, como os trabalhos de Cline (1975), Lyndall (1977), Saith (1983), Lindert e Williamson (1985), Ram (1988), Bourguignon e Morrisson (1989,1998), Randolph e Lott (1993), Nielsen (1994), Fishlow (1995) e Jha (1996), entre muitos outros. Alguns desses trabalhos confirmaram a idéia de U-invertido da desigualdade da renda – veja-se Robinson (1974), Cline (1975) e Ahluwalia (1976), por exemplo. No entanto, as estimativas resultantes desses estudos eram estatisticamente pouco significativas e evidenciavam que a curva de Kuznets não era uma tendência e tampouco uma lei. Mais ainda, tais estudos tinham um tendão de Aquiles. Ao formular sua hipótese, Kuznets pensava em investigar padrões intertemporais da desigualdade da renda, algo de que os dados de seção transversal não dão conta. De fato, nas palavras do autor,

> "The central theme of this paper is the character and causes of long-term changes in the personal distribution of income. Does inequality in the distribution of income increase or decrease in the course of a country's economic growth? What factors determine the secular level and trends of income inequalities?" (Kuznets, 1955)

Assim, se o interesse é identificar os efeitos do crescimento sobre a desigualdade, deve-se observar a trajetória das mudanças da desigualdade ao longo do tempo. Portanto, na medida em que a dimensão temporal dos dados disponíveis aumentou, técnicas de dados de painel passaram a ser utilizadas para avaliar os aspectos temporais da desigualdade de renda. Trabalhos mais recentes com dados de painel são, por exemplo, os de Fields e Jakubson (1994), Ravallion (1995), Deininger e Squire (1998), Bruno, Ravallion e Squire (1998), Schultz (1998).

Os resultados que surgiram dessas análises – tanto nos trabalhos de seção transversal como nos de painel – são conflitantes. Em trabalhos como de Rauch (1993), Perotti (1996), Jha (1996), Bourguignon and Morrisson (1998), Thornton (1999), Vanhoudt (2000) e Barro (2000), encontra-se suporte para a hipótese de U-invertido. Em direção oposta, Saith (1983), Anand and Kanbur (1993), Ram (1997), e – utilizando modelos de efeitos fixos

estimados por primeiras diferenças – Fields e Jakubson (1994), Ravallion (1995), Shultz (1998) e Bruno, Ravallion e Squire (1998) rejeitam a hipótese Kuznets. Deininger e Squire (1998), ao utilizarem os dados de painel de seu artigo de 1996, também identificaram a inexistência de uma relação de U-invertido entre desigualdade da distribuição de renda e o padrão de crescimento econômico, refutando a hipótese de Kuznets em comparações internacionais. Adicionalmente, os autores buscaram estimar "curvas de Kuznets" nacionais, por meio da interação de *dummies* de país com os coeficientes do modelo, identificando um padrão de U-invertido para apenas 5 (sendo um deles o Brasil) de uma amostra de 49 países. O modelo de efeitos aleatórios estimado por Nielsen e Alderson (1995) também não achou uma relação de U-invertido entre desigualdade e crescimento.

Em resumo, os trabalhos de seção transversal têm capturado uma desigualdade maior nos países de renda média com relação aos países mais ricos ou mais pobres, o que sustenta a hipótese da curva de Kuznets. No entanto, nesses modelos, regularmente as variações da renda nacional explicam somente uma pequena fração das variações da desigualdade de renda. Os modelos de efeitos fixos e aleatórios, por sua vez, não trazem evidências do padrão U-invertido – em muitos casos, somente para uma minoria de países.[29] A questão natural que surgiu e passou a guiar a literatura sobre desigualdade foi: quais os fatores que realmente determinam a dinâmica da desigualdade?

Muitos trabalhos, como os de Ahluwalia (1974, 1976a, 1976b) ou de Aslop e Teal (2004), utilizam uma série de variáveis explicativas – incluindo taxas de matrículas no ensino fundamental e médio, escolaridade das mulheres e dos homens, taxas de crescimento populacional, taxas de crescimento do PIB, taxas de desemprego, estimativas de produtividade, participação do setor agrícola no PIB, *dummies* de país – na tentativa de identificar variáveis com poder de explicação da desigualdade de renda. Ou ainda, os modelos incluem variáveis que tentam capturar: (i) aspectos específicos dos sistemas econômicos dos países (por meio de *dummies* de país), (ii) estruturas da produção (participação dos setores de atividades no PIB); (iii) padrões regionais (*dummies* de região); (iv) diferenciais de salários entre setores de atividades (produtividade dos fatores); (v)

[29] Dos trabalhos recentes, Galbraith e Kum (2002) identificam a curva de Kuznets ao utilizarem técnicas econométricas mais sofisticadas, como o modelo autorregressivo de primeira ordem e o modelo de Arelano e Bond.

estruturas de emprego (taxas de desemprego); (vi) capital humano (taxas de escolaridade); e (vii) distribuição de ativos, como capital e terra. Em linhas gerais, em boa parte desses estudos, após a extração das variáveis estatisticamente insignificantes dos modelos de desigualdade, as variáveis que permanecem são renda, renda defasada, escolaridade e *dummies* de país.

Nessa investida para determinar os fatores que determinam a desigualdade, a curva de Kuznets deixou de ser vista com uma característica intrínseca dos dados e muito menos como uma descrição geral de mudanças da desigualdade ao longo do tempo. Ou seja, a taxa de crescimento econômico, ou o estágio do desenvolvimento econômico, não são determinantes para explicar se a desigualdade cresce ou decresce. (Fields, 2001)

4.3. Os efeitos da evolução da PTF sobre a dinâmica de distribuição de renda

Para entender o espírito do teste econométrico proposto neste capítulo, vale a pena recuperar a idéia central do pensamento de Kuznets, apresentada anteriormente, que descreve o mecanismo básico pelo qual o crescimento afeta a desigualdade de renda. O crescimento econômico implica a realocação da atividade econômica, substituindo atividades tradicionais, de relativamente baixa desigualdade, por atividades modernas de relativamente alta desigualdade. Essa substituição tem como conseqüência o aumento transitório da desigualdade. Contudo, as atividades modernas (industriais) têm dinâmicas de elevação da produtividade mais intensas que as das atividades tradicionais, o que se traduz em uma elevação das taxas de progresso tecnológico médias das economias durante e após a mudança da estrutura produtiva. O progresso tecnológico, por sua vez, faz com que, no longo prazo, cresçam a produtividade da mão-de-obra e, portanto, os salários, reduzindo a desigualdade da distribuição de renda. Assim, pode-se dizer que a hipótese de uma relação em U-invertido entre crescimento econômico e desigualdade é, em Kuznets, sustentada por um argumento de mudança do padrão de desenvolvimento tecnológico.

A literatura empírica da desigualdade identifica, acertadamente, uma série de variáveis determinantes na explicação das diferenças de índices de desigualdade entre países e da evolução dos índices nacionais de desigualdade. Entretanto, são poucos os estudos que consideram alguma variável que leve em conta ou, mais precisamente, que capture o

processo de desenvolvimento tecnológico dos países. Invariavelmente, esses estudos utilizam *dummies* de região ou de país para representar as diferenças do processo de desenvolvimento tecnológico. Quando muito, empregam variáveis de mudanças nas estruturas da produção e de diferenciais de salários entre setores de atividades, as quais são aproximações imprecisas das diferenças de processos de desenvolvimento tecnológico entre os países.

Neste capítulo, serão estimados dois modelos: um que se aproxima das especificações tradicionais que buscam identificar a curva de Kuznets ou os determinantes da desigualdade, e outro que tem como finalidade avaliar os efeitos da evolução da PTF e de suas componentes sobre a dinâmica da desigualdade de renda e, ainda, verificar a existência de uma curva na forma de U-invertido.

Modelos econométricos

O primeiro modelo tem a seguinte especificação

$$\textit{Modelo 1}:\ Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 y_{it}^2 + \beta_3 S_{it} + \beta_4 Theil_S_{it} + e_{it} \quad (4.1)$$

em que i e t representam, respectivamente, o i-ésimo país no período t; a variável *Gini* é o índice Gini da distribuição de renda; y é o logaritmo natural da renda por trabalhador; y^2 é o quadrado do logaritmo da renda por trabalhador; S é uma variável que representa a escolaridade média; *Theil_S* é a desigualdade da distribuição da escolaridade dentro do país i; e e_{it} é um termo de erro aleatório que assume diferentes distribuições de acordo com as técnicas de estimação do modelo.

O segundo modelo inclui as componentes da *PTF*, ou seja,

$$\textit{Modelo 2}:\ \begin{aligned} Gini_{it} = \beta_0 + \beta_1 y_{it} + \beta_2 y_{it}^2 + \beta_3 S_{it} + \beta_4 Theil_S_{it} + \beta_5 VPT_{it} + \beta_6 VET_{it} \\ + \beta_7 VEE_{it} + \beta_8 VEA_{it} + w_{it} \end{aligned}, \quad (4.2)$$

em que os subscritos i e t e as variáveis *Gini*, y, y^2, S e *Theil_S* têm a mesma definição dada acima, e as variáveis *VPT*, *VET*, *VEE* e *VEA* são a variação do progresso tecnológico, a variação da eficiência técnica, a variação da eficiência de escala e a variação da eficiência alocativa, nessa ordem. w_{it} é o termo de erro aleatório que assume diferentes distribuições de acordo com as técnicas de estimação do modelo.

Dados

A variável dependente utilizada como medida da desigualdade de renda é o índice Gini. Tal variável foi obtida de vários bancos de dados, a saber: Deininger e Squire (1996), Tabatabai (1998), IDB (1998) e World Bank (2002). Ao total, foram empregados 249 valores de Gini, com periodicidade qüinqüenal entre 1960 e 2000. Deve-se observar que tais valores estão disponíveis para 41 países, quando se considera a *PTF* sem eficiência alocativa, e para 37 países, quando a eficiência alocativa é considerada. Note-se também que, para alguns países, não há valores do índice Gini em todos os qüinqüênios – Tabela 4.1.

Tabela 4.1 Índices de Gini (%)

Países	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Alemanha		28,13	33,57	30,62	30,59	32,20	32,00*	30,00**	
Argentina			39,40	36,60	41,00	40,00	43,10	46,30***	
Austrália		30,00*	32,02	34,33	39,33	37,58	41,72	35,20**	
Áustria			29,30	31,20	31,40	31,60		31,00**	
Bélgica				31,00*	28,25	26,22	26,63	28,70**	
Bolívia							42,04		44,68**
Brasil	53,00		57,61	55,34	57,78	61,76	59,60	59,00***	
Canadá	30,80	31,61	32,30	31,62	31,00	32,81	27,56	31,50	
Chile			46,00		53,21		57,88	56,49	56,65**
Colômbia			52,02	46,00	54,50	53,10	51,32	57,10**	
Coréia	32,00	34,34	33,30	39,10	38,63	34,54	33,64	31,60**	
Costa Rica	50,00		44,40		45,00	42,00	46,07	45,90**	
Dinamarca			31,00	30,00*	30,99	33,15	33,20		
El Salvador			46,50	48,40	40,00	42,40	44,80	51,00***	
Equador								57,00***	
Espanha		31,99		37,11	26,79	25,19	25,91		
Estados Unidos	34,88	34,64	34,06	34,42	35,20	37,26	37,80	40,80**	
Finlândia		31,80	27,00	30,45	30,86	30,84	26,11		
França	49,00	47,00	44,00	43,00	34,85	34,91	35,00*	32,70**	
Grécia				35,11	33,29	34,90*	35,19	32,70**	
Holanda			35,00*	28,60	28,14	29,10	29,60	32,60**	
Hong Kong			40,90	40,90	37,30	42,00	45,00		
Irlanda				38,69	35,65	34,60			
Itália			39,00*	39,00	34,29	33,15	32,74	27,30**	
Jamaica	54,31		41,27	44,52		43,00*	41,79	37,92	37,90**
Japão	37,20	34,80	35,50	34,40	33,40	35,90	35,00		
Jordânia					40,80	36,10	40,66	36,40**	
México	55,10	55,50	57,70	57,90	50,00	50,58	54,98	55,00***	53,11**
Noruega	37,52	36,04	37,48	37,30	31,15	31,39	33,31	25,80**	
Nova Zelândia			30,05	30,04	34,79	35,82	40,21		
Peru			55,00	57,00*	49,33	42,76		46,20**	
Portugal			41,00*	40,58	36,80		36,76	35,60**	
Reino Unido	25,30	24,30	25,10	23,30	24,90	27,10	32,30	36,80**	
República Dominicana			45,50	45.00	44,10	43,30	50,50	48,70***	
Suécia		33,41	34,00*	33,12	32,44	31,24	32,52		
Suíça					31,22		33,10		
Tailândia	41,28	41,40*	42,63	41,74	43,10	47,40	48,80		41,40**
Trinidad e Tobago	46,02		51,00	46,09	41,72		40,30**		
Turquia			56,00	51,00		44,09		41,50**	
Uruguai			42,80	45,00	42,40	41,20	42,40	43,00***	
Venezuela		53,10*	47,65	43,63	39,42	45,17	53,84	47,00***	49,53**

Fontes: Deininger e Squire (1996); (*) Tabatabai (1998); (**) World Development Indicators 2002; (***) IDB (1998).

Como variáveis explicativas adicionais, foram empregadas a escolaridade média da força de trabalho com mais de 15 anos e o índice da desigualdade (*L* de Theil) da distribuição da educação, um indicador da distribuição de ativos das nações, construído com base em Barro e Lee (1996). Por isso, as regressões que seguem têm entre 234 e 165 observações. A tabela 4.2 traz as estatísticas descritivas das variáveis empregadas nos modelos.

Tabela 4.2 Estatísticas descritivas das variáveis empregadas nos modelos

Variáveis	N	Mínimo	Máximo	Média	Desvio padrão	Assimetria		Curtose	
						Estatística	Erro padrão	Estatística	Erro padrão
Gini	249	23,3000	60,3000	39,9356	9,0124	0,3988	0,1543	-0,8229	0,3074
Ln do produto por trabalhador	249	7,6757	10,6759	9,5543	0,6274	-0,4266	0,1543	-0,6877	0,3074
(Ln do produto por trabalhador)^2	249	58,9157	113,9742	91,6772	11,8299	-0,3165	0,1543	-0,8597	0,3074
Escolaridade média	249	2,5400	11,8900	6,7713	2,3270	0,1793	0,1543	-0,7670	0,3074
Theil da escolaridade	249	0,1510	2,0302	0,6793	0,3602	0,8252	0,1543	0,1088	0,3074
VPT	236	-0,0272	0,0874	0,0353	0,0240	-0,1812	0,1584	-0,5823	0,3156
VET	236	-0,1018	0,1125	0,0008	0,0296	0,1969	0,1584	2,7839	0,3156
VEE	236	-0,0159	0,0081	-0,0011	0,0040	-1,1497	0,1584	1,5941	0,3156
VEA	167	-0,1254	0,0262	-0,0019	0,0179	-3,1101	0,1879	15,2842	0,3736

Resultados econométricos

Para avaliar os determinantes da desigualdade, os modelos foram estimados por três técnicas econométricas: mínimos quadrados ordinários (MQO), técnicas de painel de efeitos fixos e técnicas de painel de efeitos aleatórios. Além disso, utilizaram-se duas amostras: uma composta de países para os quais foram calculadas as variações de eficiência técnica, de progresso tecnológico e de eficiência de escala – de acordo com os resultados do Capítulo 2, viu-se que há um total de 60 países –, e outra composta de países para os quais, além das anteriores, também foram calculadas as variações de eficiência alocativa – segundo o Capítulo 3, um total de 38 países. Com a estimação dos dois modelos, observar-se-á também como as estimativas respondem a variações do tamanho da amostra. Portanto, considerando as duas especificações dos modelos, as três técnicas e as duas amostras, serão apresentados nesta seção os resultados de doze estimações.

A Tabela 4.3 mostra os resultados da utilização das equações (4.1) e (4.2), considerando um painel desbalanceado de 41 países e um total de 234 observações. Tomando-se, inicialmente, a especificação tradicional de avaliação da curva de Kuznets

(*Modelo 1*) e utilizando MQO, observa-se que a variável renda por trabalhador e seu quadrado apresentam significância estatística a 2% e 1%, respectivamente. As estimativas das variáveis escolaridade e sua distribuição são insignificantes para a explicação das variações do Gini nesse *Modelo 1* estimado por MQO. Ao se utilizar as técnicas de efeitos fixos e aleatórios, as estimativas das variáveis de crescimento perdem alguma significância estatística (ambas passam a ser significativamente diferentes de zero a 10%), e as demais variáveis continuam não significativas (somente a variável de distribuição da escolaridade fica significativa a 6%). De acordo com o teste Hausman, rejeita-se a hipótese de que as diferenças das estimativas dos modelos com efeitos fixos e com efeitos aleatórios sejam sistemáticas, indicando que o modelo de efeitos fixos apresenta-se melhor especificado.

Tabela 4.3 Curva de Kuznets, 1965-2000, sem eficiência alocativa

Gini	Modelo 1			Modelo 2		
	MQO	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	MQO	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
ln da renda per capita	0,57070	0,29931	0,28436	0,62487	0,35000	0,40681
	(0,2462)	(0,1693)	(0,1745)	(0,2324)	(0,1914)	(0,1737)
Quadrado do ln da renda per capita	-0,03395	-0,01534	-0,01595	-0,03525	-0,01835	-0,02192
	(0,0132)	(0,0090)	(0,0093)	(0,0124)	(0,0101)	(0,0092)
Escolaridade	-0,00808	-0,00075	-0,00381	-0,00709	-0,01370	-0,01298
	(0,0046)	(0,0040)	(0,0039)	(0,0043)	(0,0045)	(0,0038)
Theil da escolaridade	-0,00135	0,03134	0,01757	0,03731	0,05707	0,05666
	(0,0241)	(0,0165)	(0,0169)	(0,0237)	(0,0170)	(0,0163)
VPT	-	-	-	-1,10833	-0,88342	-1,06643
	-	-	-	(0,2273)	(0,3157)	(0,2118)
VET	-	-	-	0,09271	0,19084	0,18174
	-	-	-	(0,1378)	(0,0734)	(0,0725)
VEE	-	-	-	2,89333	3,73288	3,25414
	-	-	-	(1,1880)	(1,4890)	(1,2843)
Constante	-1,88461	-1,07246	-0,84245	-2,27360	-1,17283	-1,38810
	(1,1624)	0,8050	(0,8284)	(1,1011)	(0,9034)	(0,8272)
Sigma u	-	0,08390	0,05630	-	0,06019	0,05469
Sigma e	-	0,03223	0,03223	-	0,03010	0,03010
rho	-	0,87141	0,75313	-	0,79999	0,76755
F-teste / Wald Qui^2	49,89	2,92	26,80	37,47	6,30	93,03
Hausman-Prob>Qui^2	-	-	0,0000	-	-	0,2407
n. de observações	234	234	234	234	234	234
R^2 (dentro)	-	0,0581	0,0358	-	0,1917	0,1863
R^2 (entre)	-	0,0968	0,5320	-	0,5208	0,5544
R^2 (total)	0,4657	0,1126	0,4393	0,5372	0,4861	0,5114

Nota: Os números entre parênteses representam os desvios padrão das estimativas. Significativos a 1% (***), a 5% (**) e a 10% (*). O teste Hausman testa se as diferenças das estimativas dos modelos de efeitos fixos e aleatórios é sistemática.

Com a introdução das componentes da *PTF* – estimação da equação (4.2)[30] –, os resultados são alterados. No modelo estimado por MQO, as variáveis y e y^2 ficam mais significativas. Com a introdução das novas variáveis, no entanto, nem os coeficientes associados à escolaridade e à sua distribuição tornaram-se significativas (a 10%). No que respeita às variáveis componentes da *PTF*, o progresso tecnológico e a eficiência de escala entraram no modelo com alta significância (1%), enquanto o teste t indica que a estimativa da eficiência técnica só pode ser rejeitada a elevados níveis de significância. Com a estimação do modelo por meio das técnicas de efeito fixo e aleatório, os resultados são fortemente alterados. De modo geral, todas as estimativas são estatisticamente significativas: no máximo a 10% no modelo com efeitos fixos e a 2% no modelo com efeitos aleatórios. Na comparação das estimativas desses dois modelos, o teste Hausman indica que a hipótese nula não deve ser rejeitada, o que faz com que a escolha recaia sobre o modelo com efeitos aleatórios.

Note-se que os valores das estimativas para cada uma das variáveis explicativas, em cada uma das seis estimações da Tabela 4.3, são bem diferentes, mas mantêm os sinais – com exceção da estimativa da distribuição da escolaridade no *Modelo 1* estimado por MQO, à qual está associado um sinal negativo.

Os resultados das estimações dos modelos 1 e 2, a partir da amostra de 37 países[31], para os quais as eficiências alocativas foram calculadas, estão na Tabela 4.4. Em linhas gerais, a análise estatística está próxima da feita para os dados da amostra maior quando são consideradas as estimativas geradas pelo *Modelo 1*: as variáveis y e y^2 são significativas a 10% nos resultados de MQO, mas perdem significância quando utilizadas as técnicas de efeitos fixos e aleatórios. Vale dizer, a despeito da técnica, nenhuma das outras duas variáveis explicativas, quais sejam, escolaridade e distribuição da escolaridade, apresentam significância estatística. Por outro lado, ao se introduzir as variáveis componentes da *PTF* (*Modelo 2*), os resultados estatísticos mudam substancialmente, assim como ocorreu com os resultados da amostra de 41 países: as variáveis escolaridade e Theil da escolaridade tornam-se significativas, e cresce o nível de significância estatística das variáveis y e y^2.

---

[30] Note-se que, para essa amostra de países, a equação (4.2) foi calculada sem a *VEA*.

[31] São os 38 países da análise empreendida no Capítulo 3, menos a Islândia, país para o qual não há informações do índice Gini.

No modelo de efeitos aleatórios, as estimativas apresentam elevada significância estatística: todas a no máximo a 5%, com exceção de *y* (a 6%) e da variação da eficiência alocativa (a 10%). O coeficiente de determinação R^2 desse modelo mostra que 54% das variações da distribuição da renda (*Gini*) são explicadas pelas variações das variáveis do modelo – um resultado considerável quando se trata de dados de painel. O teste Hausman para o *Modelo 2* indica o modelo de efeitos aleatórios, igualmente ao estabelecido para a amostra de 41 países.

Tabela 4.4 Curva de Kuznets, 1970-2000, com eficiência alocativa

Gini	Modelo 1			Modelo 2		
	MQO	Efeito Fixo	Efeito Aleatório	MQO	Efeito Fixo	Efeito Aleatório
ln da renda per capita	0,57213 0,3429	0,21747 0,2759	0,23057 0,2758	0,73617 0,3256	0,48264 0,3151	0,50717 0,2678
Quadrado do ln da renda per capita	-0,03511 0,0182	-0,01069 0,0146	-0,01394 0,0146	-0,04204 0,0172	-0,02567 0,0167	-0,02777 0,0141
Escolaridade	0,00131 0,0052	-0,00591 0,0054	-0,00580 0,0051	0,00100 0,0049	-0,01735 0,0057	-0,01142 0,0047
Theil da escolaridade	0,04534 0,0317	0,02183 0,0240	0,01517 0,0239	0,07829 0,0308	0,07759 0,0256	0,07489 0,0234
VPT	- -	- -	- -	-1,04274 0,3507	-1,06710 0,4246	-1,02580 0,2799
VET	- -	- -	- -	0,15938 0,1792	0,17840 0,0927	0,18128 0,0903
VEA	- -	- -	- -	-0,24776 0,3025	-0,32065 0,2472	-0,37350 0,2311
VEE	- -	- -	- -	4,61315 1,4586	5,70249 2,0098	4,87021 1,6405
Constante	-1,87751 1,6320	-0,67678 1,3156	-0,49550 1,3135	-2,79570 1,5528	-1,74698 1,4922	-1,83093 1,2817
Sigma u	-	0,08467	0,05716	-	0,06206	0,05778
Sigma e	-	0,03062	0,03062	-	0,02791	0,02791
rho	-	0,88434	0,77705	-	0,83180	0,81084
F-teste / Wald Qui^2	41,76	1,99	29,66	26,40	4,85	81,80
Hausman-Prob>Qui^2	-	-	0,00000	-	-	0,16090
n. de observações	165	165	165	165	165	165
R^2 (dentro)	-	0,0602	0,0318	-	0,2445	0,2351
R^2 (entre)	-	0,1436	0,5555	-	0,5271	0,5667
R^2 (total)	0,5108	0,1606	0,4874	0,5751	0,5098	0,5409

Nota: Os números entre parênteses representam os desvios padrão das estimativas. Significativos a 1% (***), a 5% (**) e a 10% (*). O teste Hausman testa se as diferenças das estimativas dos modelos de efeitos fixos e aleatórios é sistemática.

Observa-se que, nos resultados da Tabela 4.4, os modelos de termos de erros compostos alteram o sinal da variável qualidade da escolaridade, de positivo para negativo, algo esperado para está variável. Ou seja, maior a escolaridade em determinado país, menor

a desigualdade da distribuição de renda. Esse resultado é reforçado pela presença da variável que traduz a distribuição da escolaridade dentro dos países: as estimativas dos coeficientes de *Theil_S* mostram que a desigualdade da distribuição da escolaridade tem efeito positivo sobre a desigualdade da distribuição de renda, o que pode estar traduzindo a própria evolução da distribuição de oportunidades do indivíduos nas economias da amostra.

Assim, da análise estatística das tabelas 4.3 e 4.4, conclui-se que a introdução das componentes da PTF (*Modelo 2*) traz maior poder de explicação para as estimações e aumenta fortemente a significância individual das demais variáveis e a significância conjunta de todas elas. Tão importante quanto isso, é o fato de que, ao se introduzir as variáveis que discriminam aspectos específicos do padrão de desenvolvimento dos países (as próprias componentes da *PTF*), o efeito específico de país capturado pelo termo de erro composto dos modelos de painel resulta aleatório, ou seja, não correlacionado com a matriz de variáveis explicativas. Em outras palavras, as componentes da *PTF* empregadas no *Modelo 2* "substituem" o efeito que as *dummies* de país do *Modelo 1* tem sobre os coeficientes.

4.4 Implicações para a análise de desenvolvimento econômico

Em termos econômicos, nota-se que, em todas as estimações – com as exceções das estimativas de efeitos fixos e aleatórios geradas pelo *Modelo 1* da Tabela 4.4 – os resultados econométricos corroboram a existência da curva de Kuznets. De fato, o sinal positivo da variável renda por trabalhador e o sinal negativo de seu quadrado indicam que há uma relação em forma de U-invertido entre elas e a variável de desigualdade (*Gini*) para as duas amostras.

Uma questão associada à relação estabelecida pela curva de Kuznets entre níveis de desenvolvimento e desigualdade diz respeito a que níveis de renda per capita a desigualdade de renda começa a declinar e quais os principais fatores que podem acelerar tal processo. Galbraith e Kum (2002), a partir de dados baseados em UNIDO Industrial Statistics (2001) e utilizando modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios para estruturas de dados de painel não balanceados – método de Baltagi e Wu (1999) –, com auto-correlação de primeira ordem, além de corroborarem a existência da curva de Kuznets em seus testes, estimam que o *turning point* dessa curva é igual a US$ 12.936 (modelo de efeitos fixos) ou

a US$ 12.863 (modelo de efeitos aleatórios). Numa segunda estimação, ao adotarem o método de Arellano e Bond (1991) – a fim de evitar o viés das estimativas decorrente da utilização da variável dependente defasada como variável explicativa –, os testes de Galbraith e Kum chegam a um *turning point* da curva de Kuznets igual a US$ 14.445. No presente estudo, sem efeito alocativo, o *turning point* é estimado em US$ 10.732 e, com efeito alocativo, em US$ 9.258; portanto, menores que os do referido estudo. Assim, o recálculo das derivadas parciais da curva de Kuznets com relação à variável produto por trabalhador indica que a desigualdade poderia diminuir a partir de uma renda menor, caso o ritmo de evolução da PTF e de incorporação do progresso técnico pelas economias houvesse se mantido constante ao longo do tempo. A diminuição desse ritmo para muitos dos países da amostra, como evidenciada nos capítulos 2 e 3, parece justificar a dinâmica estacionária da desigualdade dentro dos países nas últimas décadas.

Ao se considerar as componentes da *PTF*, nota-se que as variáveis de eficiência técnica e de eficiência de escala guardam relação positiva com o índice Gini, ao passo que o progresso tecnológico e a eficiência alocativa, relação negativa. Ou seja, as duas primeiras contribuem para o aumento da desigualdade de renda, enquanto as duas últimas tem efeitos distributivos. Como interpretar esses resultados?

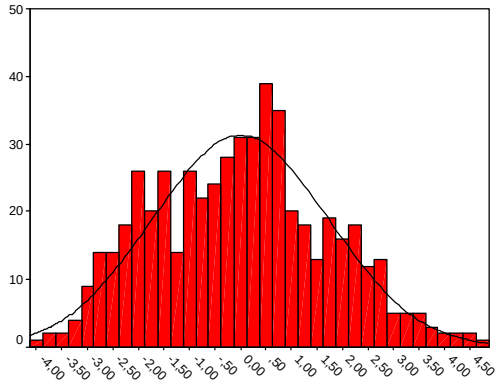
Em primeiro lugar, chama a atenção o fato de o progresso tecnológico apresentar elevadíssima significância estatística em todos as estimações. Isso reforça sobremodo o argumento lançado no início desta seção, a saber: a omissão de variáveis que representam os padrões de desenvolvimento tecnológico dos países, por um lado, compromete a identificação dos fatores determinantes da desigualdade e, por outro lado, encobre a idéia fundamental de Kuznets de que o progresso tecnológico é o motor do desenvolvimento. Ademais, a elevada significância do progresso tecnológico em todos as estimações reforça os resultados obtidos nos capítulos 2 e 3: o progresso tecnológico é variável-chave na análise da dinâmica da desigualdade de renda. Pode-se dizer que avanços tecnológicos têm efeitos mais gerais sobre as economias: além de promover o crescimento econômico, ele tem reflexos diretos sobre a produtividade do trabalho, e conseqüentemente sobre os salários, com resultados mais eqüitativos da distribuição da renda.[32]

[32] Argumento semelhante vale para os ganhos de eficiência alocativa.

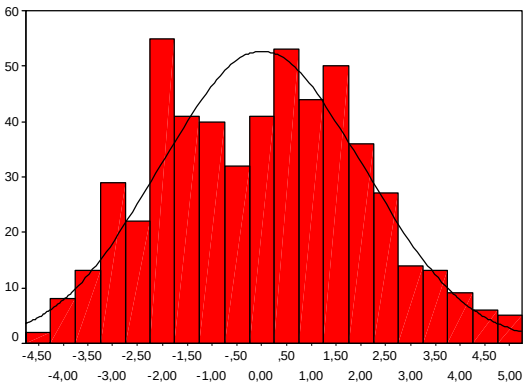
Com relação às outras componentes da *PTF*, o resultado de que a eficiência de escala tem influência positiva sobre a desigualdade da renda significa que os países, mesmo produzindo a uma escala ótima de operação, não conseguem distribuir os ganhos dessa produção. Não é difícil imaginar que países em que os mercados são poucos desenvolvidos, ou ainda são incipientes – e, em geral, são esses países em que a desigualdade é maior – ganhos de escala são mais facilmente obteníveis (é o caso, por exemplo, do Brasil). Como os ganhos de escala têm efeito maior sobre os retornos do capital para os países em que é maior a elasticidade do produto em relação ao capital (países com pouco capital, relativamente à disponibilidade de mão-de-obra, e de renda baixa e mal distribuída), o aumento da escala tem efeitos regressivos na distribuição de renda. Para interpretar o efeito positivo da eficiência técnica sobre a desigualdade da renda, pode-se considerar que um país pode reduzir o uso de fatores produtivos para a produção de um determinado nível de produto – torna-se tecnicamente mais eficiente e mais próximo da fronteira de produção internacional – sem obter efeitos distributivos, na medida em que esse esforço em direção à fronteira pode refletir apenas o maior emprego do capital previamente instalado, elevando o retorno do capital em relação ao da mão-de-obra, como efeitos sobre a distribuição de renda.

Anexo 1

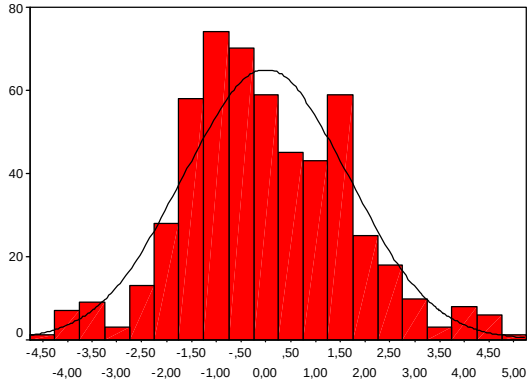
Histogramas das distribuições das variáveis dos modelos de fronteira



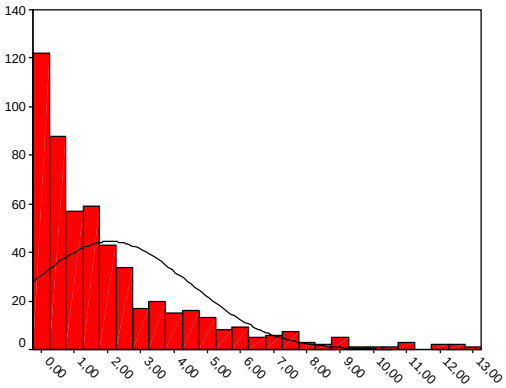
Y



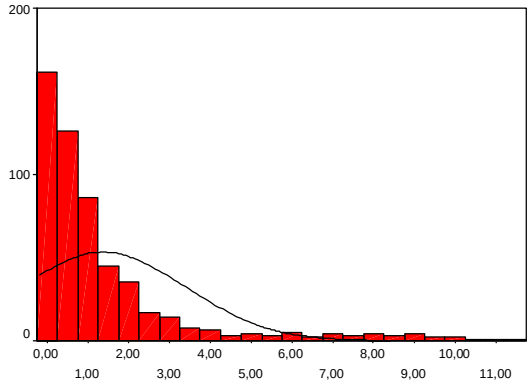
K



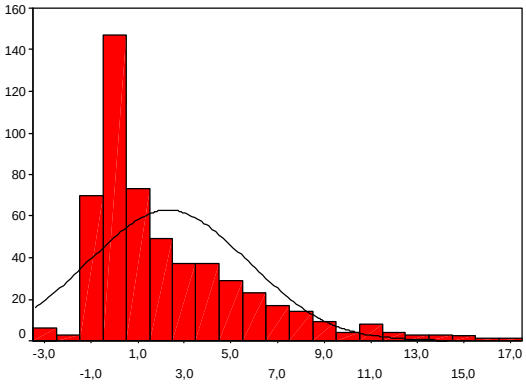
L



KK_2



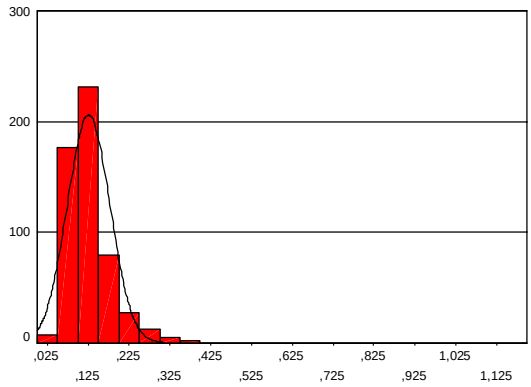
LL_2



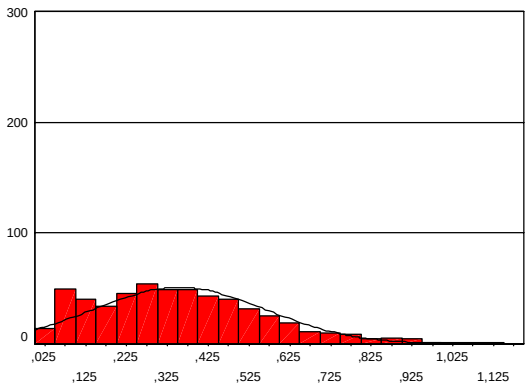
KL

Anexo 2

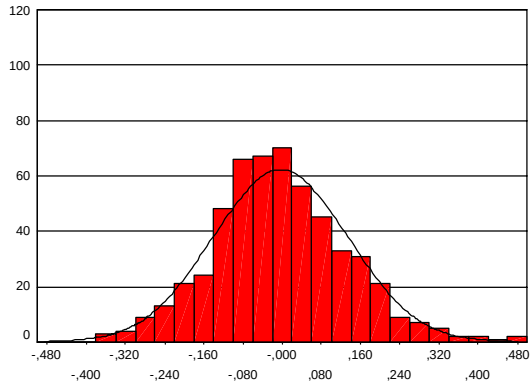
Histogramas das distribuições das ineficiências técnicas e dos erros compostos nos modelos irrestrito e restrito



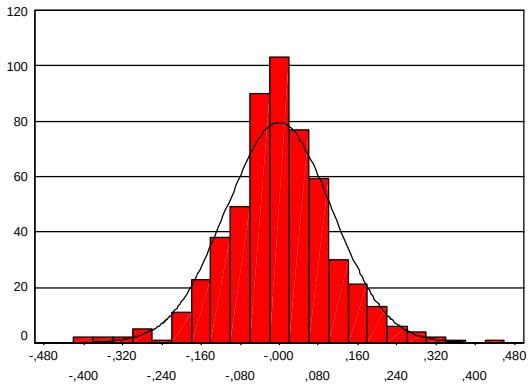
Ineficiência técnica - modelo irrestrito



Ineficiência técnica - modelo restrito



Erro aleatório - modelo irrestrito



Erro aleatório - modelo restrito

Tabela A.2.1 Estatísticas descritivas do

Componentes	Média	Mínimo	Máximo	Desvio padrão	Assimetria	Curtose
			Modelo irrestrito			
Ineficiência técnica	0,12589	0,03988	0,35457	0,05220	1,48758	2,96343
Erro aleatório	-0,00331	-0,35528	0,52119	0,13812	0,36460	0,66142
Erro composto	-0,12920	-0,70985	0,48131	0,18736	-0,13937	0,58325
			Modelo restrito			
Ineficiência técnica	0,35443	0,01613	1,20861	0,21087	0,73215	0,58422
Erro aleatório	-0,00069	-0,39160	0,43955	0,10824	-0,01092	1,46471
Erro composto	-0,35512	-1,25435	0,19105	0,24288	-0,43820	0,38206

Notas: (*) Erro padrão da assimetria = 0,105118; (***) Erro padrão da curtose = 0,209853.

Anexo 3

Tabela A.3.1 Níveis de eficiência técnica – modelo irrestrito

País	Período								
	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Argentina	0,9201	0,9194	0,9193	0,9118	0,9036	0,8394	0,7889	0,8829	0,8901
Austrália	0,9240	0,9251	0,9291	0,9182	0,9144	0,9114	0,9084	0,9165	0,9252
Áustria	0,8728	0,8699	0,8852	0,8816	0,8795	0,8619	0,8752	0,8723	0,8814
Bélgica	0,8547	0,8767	0,8904	0,8894	0,8905	0,8781	0,8942	0,8912	0,9042
Bolívia	0,7641	0,8070	0,7684	0,8138	0,8028	0,7535	0,7779	0,8299	0,8573
Brasil	0,8707	0,8730	0,8912	0,9131	0,9119	0,8784	0,8424	0,8441	0,8359
Canadá	0,9266	0,9361	0,9358	0,9360	0,9329	0,9311	0,9296	0,9278	0,9369
Suíça	0,9154	0,9129	0,9116	0,8809	0,8758	0,8604	0,8635	0,8371	0,8491
Chile	0,8954	0,8965	0,9081	0,8418	0,8958	0,8666	0,8990	0,9321	0,9324
China	0,7551	0,7787	0,7834	0,7780	0,7743	0,8321	0,8341	0,8995	0,9081
Colômbia	0,8873	0,8898	0,9007	0,9057	0,9118	0,8902	0,8974	0,9063	0,8885
Costa Rica	0,9064	0,9093	0,9140	0,9073	0,9077	0,8463	0,8527	0,8550	0,8842
Dinamarca	0,9008	0,9095	0,9102	0,8922	0,8893	0,8900	0,8817	0,8895	0,9018
República Dominicana	0,8522	0,8348	0,8940	0,9132	0,8989	0,8723	0,8569	0,8706	0,9150
Equador	0,8813	0,8848	0,8843	0,9260	0,9218	0,8969	0,8765	0,8796	0,8492
Espanha	0,8305	0,8813	0,8945	0,8966	0,8730	0,8481	0,8710	0,8763	0,8824
Finlândia	0,8446	0,8512	0,8636	0,8648	0,8667	0,8696	0,8794	0,8575	0,9032
França	0,8821	0,8911	0,8976	0,8878	0,8850	0,8716	0,8815	0,8673	0,8791
Grã-Bretanha	0,9252	0,9213	0,9168	0,9093	0,9011	0,9008	0,9093	0,9109	0,9193
Alemanha	0,8575	0,8579	0,8598	0,8480	0,8563	0,8413	0,8540	0,8435	0,8452
Grécia	0,8739	0,8941	0,9090	0,8960	0,8931	0,8601	0,8477	0,8447	0,8757
Guatemala	0,9232	0,9323	0,9393	0,9418	0,9407	0,9199	0,9228	0,9276	0,9313
Hong Kong	0,8026	0,8870	0,8981	0,8969	0,9272	0,9223	0,9383	0,9417	0,9314
Honduras	0,8593	0,8752	0,8700	0,8657	0,8785	0,8715	0,8695	0,8410	0,8188
Indonésia	0,8774	0,8691	0,9047	0,9084	0,9104	0,8996	0,9066	0,9194	0,8948
Índia	0,9009	0,8982	0,9113	0,9001	0,8864	0,8982	0,9133	0,9217	0,9301
Irlanda	0,8305	0,8440	0,8663	0,8787	0,8822	0,8752	0,9086	0,9263	0,9515
Islândia	0,8329	0,8714	0,8417	0,8690	0,8992	0,8936	0,9037	0,8937	0,9178
Itália	0,8697	0,8771	0,9038	0,8940	0,9009	0,8847	0,8904	0,8867	0,8945
Jamaica	0,8332	0,8460	0,8689	0,8252	0,7301	0,7015	0,7600	0,7380	0,7028
Japão	0,7588	0,7885	0,8524	0,8250	0,8245	0,8167	0,8349	0,8080	0,7984
Coréia	0,7841	0,8075	0,8407	0,8387	0,8222	0,8458	0,8838	0,8941	0,8972
México	0,9438	0,9477	0,9461	0,9458	0,9457	0,9254	0,9094	0,8897	0,9136
Ilhas Maurício	0,8648	0,8793	0,8824	0,8838	0,9057	0,8824	0,9033	0,9214	0,9145
Holanda	0,8876	0,8895	0,8984	0,8925	0,8876	0,8747	0,8850	0,8857	0,9026
Noruega	0,7943	0,8109	0,8174	0,8425	0,8612	0,8702	0,8601	0,8868	0,8971
Nova Zelândia	0,9368	0,9376	0,9238	0,9195	0,8862	0,8896	0,8741	0,8930	0,9010
Paquistão	0,8670	0,8786	0,8985	0,9002	0,9065	0,9208	0,9284	0,9297	0,9310
Peru	0,8189	0,8501	0,8686	0,8898	0,8548	0,7903	0,7173	0,8007	0,7986
Filipinas	0,9287	0,9209	0,9103	0,9102	0,8991	0,8198	0,8609	0,8540	0,8720
Portugal	0,8124	0,8394	0,8753	0,8727	0,8751	0,8376	0,8786	0,8762	0,8921
Paraguai	0,9027	0,9101	0,9127	0,9259	0,9438	0,9197	0,9290	0,9321	0,8980
Cingapura	0,7997	0,8479	0,8867	0,8734	0,8828	0,8614	0,8976	0,9198	0,9022
El Salvador	0,9345	0,9435	0,9411	0,9372	0,9012	0,8589	0,8721	0,9108	0,9164
Suécia	0,8816	0,8927	0,8971	0,8946	0,8837	0,8833	0,8875	0,8775	0,8991
Tailândia	0,8645	0,8726	0,8838	0,8626	0,8742	0,8616	0,9028	0,9098	0,8816
Uruguai	0,8590	0,8298	0,8547	0,8526	0,8869	0,8011	0,8590	0,9068	0,9196
Estados Unidos	0,9355	0,9411	0,9371	0,9302	0,9305	0,9289	0,9311	0,9296	0,9339
Venezuela	0,9500	0,9609	0,9580	0,9268	0,9025	0,8664	0,8707	0,8884	0,8687
Sri Lanka	0,8791	0,8795	0,9009	0,9015	0,9125	0,9082	0,9085	0,9243	0,9166
Luxemburgo	0,8717	0,8780	0,8962	0,8970	0,8993	0,9043	0,9334	0,9459	0,9575
Nicarágua	0,9294	0,9560	0,9525	0,9520	0,9006	0,8667	0,7859	0,8088	0,8265
Panamá	0,8245	0,8708	0,8913	0,8627	0,8921	0,8910	0,8576	0,8738	0,8610
Trinidad Tobago	0,9253	0,9273	0,9327	0,9231	0,9370	0,9238	0,8984	0,9123	0,9280
Egito	0,9123	0,9265	0,9215	0,9000	0,9132	0,9144	0,9034	0,9118	0,9271
Israel	0,9032	0,9164	0,9228	0,9194	0,9091	0,9019	0,9113	0,9218	0,9200
Jordânia	0,8920	0,9151	0,8530	0,8448	0,9254	0,9064	0,8542	0,8626	0,8577
Marrocos	0,7995	0,9092	0,9335	0,9322	0,9155	0,8984	0,9020	0,8739	0,8886
Síria	0,7558	0,8431	0,7081	0,8176	0,7868	0,7440	0,7277	0,7904	0,7492
Turquia	0,9197	0,9243	0,9305	0,9344	0,9074	0,9128	0,9163	0,9136	0,9160

Tabela A.3.2 Níveis de eficiência técnica – modelo restrito

País	Período								
	60-65	65-70	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	1960-2000
Argentina	0,6632	0,6815	0,6991	0,7159	0,7320	0,7473	0,7619	0,7758	0,7890
Austrália	0,7302	0,7456	0,7602	0,7742	0,7874	0,8000	0,8120	0,8233	0,8340
Áustria	0,5276	0,5505	0,5728	0,5944	0,6153	0,6355	0,6549	0,6736	0,6915
Bélgica	0,5649	0,5867	0,6079	0,6283	0,6480	0,6670	0,6852	0,7026	0,7193
Bolívia	0,4721	0,4962	0,5199	0,5430	0,5655	0,5873	0,6085	0,6289	0,6486
Brasil	0,6089	0,6293	0,6489	0,6678	0,6860	0,7034	0,7200	0,7359	0,7510
Canadá	0,8491	0,8583	0,8670	0,8752	0,8830	0,8903	0,8972	0,9036	0,9097
Suíça	0,5283	0,5512	0,5734	0,5950	0,6159	0,6360	0,6555	0,6741	0,6920
Chile	0,7128	0,7290	0,7444	0,7591	0,7731	0,7865	0,7991	0,8111	0,8225
China	0,3621	0,3874	0,4126	0,4377	0,4624	0,4867	0,5106	0,5339	0,5567
Colômbia	0,7341	0,7493	0,7637	0,7775	0,7906	0,8030	0,8148	0,8260	0,8365
Costa Rica	0,6501	0,6690	0,6871	0,7044	0,7210	0,7368	0,7519	0,7663	0,7800
Dinamarca	0,5564	0,5785	0,5999	0,6206	0,6406	0,6599	0,6783	0,6961	0,7130
República Dominicana	0,7212	0,7370	0,7521	0,7665	0,7801	0,7931	0,8054	0,8170	0,8281
Equador	0,7592	0,7731	0,7864	0,7991	0,8111	0,8224	0,8331	0,8433	0,8529
Espanha	0,5862	0,6074	0,6278	0,6475	0,6665	0,6847	0,7022	0,7189	0,7348
Finlândia	0,4808	0,5048	0,5282	0,5511	0,5734	0,5950	0,6159	0,6361	0,6555
França	0,6207	0,6407	0,6599	0,6783	0,6961	0,7130	0,7292	0,7447	0,7594
Grã-Bretanha	0,7441	0,7588	0,7728	0,7861	0,7988	0,8108	0,8221	0,8329	0,8431
Alemanha	0,5444	0,5668	0,5886	0,6097	0,6301	0,6497	0,6686	0,6868	0,7041
Grécia	0,5894	0,6105	0,6308	0,6504	0,6693	0,6874	0,7047	0,7213	0,7371
Guatemala	0,9725	0,9743	0,9760	0,9775	0,9790	0,9804	0,9817	0,9829	0,9840
Hong Kong	0,6598	0,6783	0,6960	0,7129	0,7291	0,7446	0,7593	0,7733	0,7867
Honduras	0,7143	0,7304	0,7458	0,7604	0,7744	0,7876	0,8002	0,8121	0,8234
Indonésia	0,7419	0,7567	0,7708	0,7842	0,7970	0,8091	0,8205	0,8314	0,8416
Índia	0,6058	0,6263	0,6461	0,6651	0,6833	0,7009	0,7176	0,7336	0,7489
Irlanda	0,5332	0,5559	0,5780	0,5995	0,6202	0,6402	0,6595	0,6780	0,6957
Islândia	0,2986	0,3236	0,3488	0,3741	0,3994	0,4245	0,4494	0,4740	0,4981
Itália	0,6369	0,6563	0,6749	0,6928	0,7099	0,7262	0,7418	0,7567	0,7708
Jamaica	0,4022	0,4273	0,4521	0,4766	0,5007	0,5242	0,5472	0,5696	0,5913
Japão	0,4676	0,4918	0,5155	0,5387	0,5614	0,5833	0,6046	0,6252	0,6450
Coréia	0,5476	0,5699	0,5916	0,6126	0,6329	0,6524	0,6712	0,6892	0,7065
México	0,9324	0,9367	0,9408	0,9446	0,9481	0,9515	0,9546	0,9575	0,9603
Ilhas Maurício	0,7117	0,7279	0,7434	0,7582	0,7723	0,7856	0,7983	0,8103	0,8217
Holanda	0,5940	0,6149	0,6350	0,6545	0,6732	0,6911	0,7083	0,7247	0,7404
Noruega	0,4182	0,4431	0,4677	0,4920	0,5157	0,5389	0,5615	0,5835	0,6048
Nova Zelândia	0,5972	0,6180	0,6381	0,6574	0,6760	0,6938	0,7109	0,7272	0,7427
Paquistão	0,8873	0,8943	0,9009	0,9072	0,9130	0,9185	0,9237	0,9286	0,9331
Peru	0,5041	0,5275	0,5504	0,5727	0,5943	0,6153	0,6354	0,6549	0,6736
Filipinas	0,7510	0,7654	0,7791	0,7921	0,8045	0,8162	0,8272	0,8377	0,8476
Portugal	0,5442	0,5666	0,5884	0,6095	0,6299	0,6495	0,6684	0,6866	0,7039
Paraguai	0,8820	0,8894	0,8963	0,9028	0,9089	0,9147	0,9201	0,9252	0,9299
Cingapura	0,5227	0,5457	0,5681	0,5899	0,6109	0,6313	0,6509	0,6697	0,6878
El Salvador	0,8819	0,8893	0,8962	0,9027	0,9088	0,9146	0,9200	0,9251	0,9299
Suécia	0,5615	0,5834	0,6047	0,6252	0,6450	0,6641	0,6824	0,7000	0,7168
Tailândia	0,6953	0,7122	0,7285	0,7439	0,7587	0,7727	0,7861	0,7987	0,8108
Uruguai	0,5133	0,5366	0,5593	0,5813	0,6026	0,6233	0,6431	0,6623	0,6807
Estados Unidos	0,8895	0,8964	0,9029	0,9090	0,9147	0,9201	0,9252	0,9300	0,9345
Venezuela	0,8300	0,8403	0,8500	0,8592	0,8679	0,8761	0,8838	0,8911	0,8979
Sri Lanka	0,9201	0,9251	0,9299	0,9344	0,9386	0,9425	0,9462	0,9496	0,9529
Luxemburgo	0,3934	0,4186	0,4435	0,4681	0,4924	0,5161	0,5393	0,5619	0,5839
Nicarágua	0,8814	0,8888	0,8957	0,9023	0,9084	0,9142	0,9197	0,9248	0,9296
Panamá	0,5743	0,5959	0,6167	0,6368	0,6562	0,6748	0,6927	0,7098	0,7262
Trinidad Tobago	0,7073	0,7237	0,7394	0,7544	0,7686	0,7822	0,7950	0,8072	0,8188
Egito	0,8962	0,9027	0,9088	0,9146	0,9200	0,9251	0,9298	0,9343	0,9385
Israel	0,6567	0,6753	0,6932	0,7102	0,7266	0,7421	0,7570	0,7711	0,7845
Jordânia	0,6854	0,7028	0,7194	0,7353	0,7505	0,7649	0,7787	0,7917	0,8041
Marrocos	0,8082	0,8197	0,8306	0,8408	0,8506	0,8597	0,8684	0,8766	0,8843
Síria	0,4372	0,4619	0,4863	0,5101	0,5335	0,5562	0,5783	0,5998	0,6205
Turquia	0,8582	0,8669	0,8751	0,8829	0,8902	0,8971	0,9035	0,9096	0,9154

Tabela A.3.3 Taxas qüinqüenais de variação percentual média da eficiência técnica – modelo irrestrito

País	Período								
	60-65	65-70	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	1960-2000
Argentina	-0,0846	-0,0034	-0,8164	-0,9079	-7,3706	-6,2024	11,2535	0,8182	-9,6676
Austrália	0,1125	0,4363	-1,1781	-0,4141	-0,3336	-0,3304	0,8938	0,9423	0,0138
Áustria	-0,3374	1,7435	-0,4074	-0,2341	-2,0236	1,5276	-0,3241	1,0326	0,1153
Bélgica	2,5521	1,5468	-0,1180	0,1218	-1,3915	1,8133	-0,3385	1,4461	0,6963
Bolívia	5,4663	-4,9018	5,7450	-1,3637	-6,3442	3,1925	6,4675	3,2480	1,3288
Brasil	0,2706	2,0635	2,4242	-0,1352	-3,7424	-4,1888	0,2066	-0,9715	-0,5349
Canadá	1,0179	-0,0278	0,0122	-0,3228	-0,1965	-0,1601	-0,1974	0,9779	0,1366
Suíça	-0,2712	-0,1394	-3,4238	-0,5842	-1,7693	0,3567	-3,1100	1,4311	-0,9515
Chile	0,1317	1,2774	-7,5738	6,2176	-3,3199	3,6714	3,6165	0,0298	0,4220
China	3,0780	0,5981	-0,6899	-0,4832	7,2035	0,2407	7,5507	0,9545	2,2597
Colômbia	0,2836	1,2202	0,5486	0,6743	-2,4018	0,8087	0,9857	-1,9885	0,0077
Costa Rica	0,3113	0,5147	-0,7274	0,0424	-7,0009	0,7470	0,2742	3,3519	-0,3502
Dinamarca	0,9568	0,0777	-1,9972	-0,3281	0,0752	-0,9344	0,8841	1,3778	0,0086
República Dominicana	-2,0703	6,8592	2,1171	-1,5766	-3,0067	-1,7812	1,5865	4,9842	0,8329
Equador	0,4014	-0,0588	4,6096	-0,4553	-2,7365	-2,3105	0,3562	-3,5178	-0,4920
Espanha	5,9281	1,4863	0,2450	-2,6761	-2,8876	2,6663	0,6069	0,6876	0,7224
Finlândia	0,7749	1,4503	0,1449	0,2112	0,3377	1,1254	-2,5232	5,1846	0,8187
França	1,0089	0,7300	-1,0942	-0,3230	-1,5173	1,1241	-1,6202	1,3531	-0,0491
Grã-Bretanha	-0,4289	-0,4849	-0,8252	-0,9043	-0,0336	0,9445	0,1733	0,9116	-0,0832
Alemanha	0,0498	0,2137	-1,3749	0,9699	-1,7628	1,4959	-1,2365	0,2028	-0,1862
Grécia	2,2917	1,6524	-1,4464	-0,3192	-3,7718	-1,4451	-0,3562	3,6039	0,0014
Guatemala	0,9852	0,7462	0,2694	-0,1216	-2,2337	0,3118	0,5258	0,3928	0,1050
Hong Kong	9,9913	1,2460	-0,1301	3,3159	-0,5257	1,7191	0,3554	-1,0952	1,8067
Honduras	1,8340	-0,5994	-0,4903	1,4662	-0,8074	-0,2211	-3,3327	-2,6767	-0,6174
Indonésia	-0,9505	4,0190	0,4095	0,2229	-1,2018	0,7791	1,4059	-2,7127	0,2290
Índia	-0,3074	1,4497	-1,2322	-1,5370	1,3208	1,6688	0,9116	0,9155	0,3918
Irlanda	1,6123	2,6109	1,4252	0,3897	-0,7924	3,7409	1,9338	2,6868	1,6923
Islândia	4,5167	-3,4669	3,1937	3,4218	-0,6304	1,1231	-1,1131	2,6631	1,1808
Itália	0,8433	3,0053	-1,0954	0,7696	-1,8173	0,6464	-0,4159	0,8718	0,3415
Jamaica	1,5224	2,6742	-5,1599	-12,2447	-3,9979	8,0102	-2,9364	-4,8870	-2,2951
Japão	3,8512	7,7909	-3,2765	-0,0594	-0,9453	2,1988	-3,2738	-1,1884	0,5756
Coréia	2,9495	4,0288	-0,2400	-1,9917	2,8280	4,4034	1,1518	0,3507	1,6634
México	0,4085	-0,1624	-0,0326	-0,0175	-2,1663	-1,7411	-2,1951	2,6508	-0,4185
Ilhas Maurício	1,6713	0,3424	0,1589	2,4464	-2,5995	2,3436	1,9775	-0,7512	0,6851
Holanda	0,2188	0,9907	-0,6588	-0,5504	-1,4585	1,1747	0,0722	1,8887	0,2044
Noruega	2,0714	0,7958	3,0194	2,1974	1,0370	-1,1657	3,0646	1,1478	1,5126
Nova Zelândia	0,0880	-1,4918	-0,4625	-3,6924	0,3849	-1,7540	2,1352	0,8972	-0,5013
Paquistão	1,3308	2,2444	0,1890	0,6913	1,5632	0,8230	0,1432	0,1410	0,8882
Peru	3,7405	2,1545	2,4104	-4,0097	-7,8497	-9,6843	10,9942	-0,2560	-0,5103
Filipinas	-0,8395	-1,1542	-0,0180	-1,2264	-9,2308	4,8977	-0,8125	2,0923	-0,8594
Portugal	3,2659	4,1904	-0,3023	0,2806	-4,3834	4,7764	-0,2696	1,8055	1,1312
Paraguai	0,8121	0,2845	1,4414	1,9091	-2,5793	0,9980	0,3393	-3,7257	-0,0828
Cingapura	5,8449	4,4814	-1,5134	1,0695	-2,4596	4,1193	2,4454	-1,9304	1,4626
El Salvador	0,9589	-0,2541	-0,4239	-3,9081	-4,8128	1,5291	4,3410	0,6079	-0,2835
Suécia	1,2569	0,4925	-0,2868	-1,2279	-0,0449	0,4831	-1,1349	2,4340	0,2401
Tailândia	0,9359	1,2714	-2,4219	1,3296	-1,4439	4,6679	0,7677	-3,1477	0,2175
Uruguai	-3,4628	2,9591	-0,2475	3,9466	-10,1820	6,9846	5,4203	1,3911	0,7135
Estados Unidos	0,5955	-0,4218	-0,7374	0,0314	-0,1802	0,2455	-0,1666	0,4579	-0,0228
Venezuela	1,1446	-0,3027	-3,3102	-2,6538	-4,0890	0,4999	2,0080	-2,2417	-1,1405
Sri Lanka	0,0372	2,4097	0,0621	1,2125	-0,4640	0,0320	1,7196	-0,8310	0,5167
Luxemburgo	0,7192	2,0583	0,0857	0,2514	0,5576	3,1645	1,3274	1,2269	1,1693
Nicarágua	2,8280	-0,3662	-0,0543	-5,5521	-3,8419	-9,7798	2,8749	2,1621	-1,5603
Panamá	5,4700	2,3299	-3,2641	3,3434	-0,1166	-3,8280	1,8788	-1,4788	0,4951
Trinidad Tobago	0,2156	0,5742	-1,0337	1,5027	-1,4243	-2,7905	1,5418	1,7056	0,0246
Egito	1,5403	-0,5361	-2,3570	1,4516	0,1374	-1,2156	0,9267	1,6645	0,1920
Israel	1,4530	0,6976	-0,3761	-1,1237	-0,7906	1,0301	1,1457	-0,1874	0,2270
Jordânia	2,5576	-7,0195	-0,9674	9,1106	-2,0819	-5,9225	0,9730	-0,5648	-0,5998
Marrocos	12,8534	2,6391	-0,1380	-1,8130	-1,8774	0,3974	-3,1704	1,6699	1,2154
Síria	10,9386	-17,4473	14,3695	-3,8362	-5,5890	-2,2198	8,2602	-5,3539	-0,6031
Turquia	0,4926	0,6689	0,4235	-2,9293	0,5906	0,3846	-0,3013	0,2651	-0,0571

Tabela A.3.4 Taxas qüinqüenais de variação percentual média da eficiência técnica – modelo restrito

País	Período								
	60-65	65-70	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	1960-2000
Argentina	2,7259	2,5455	2,3769	2,2194	2,0723	1,9350	1,8067	1,6868	2,1705
Austrália	2,0855	1,9476	1,8188	1,6985	1,5861	1,4811	1,3830	1,2913	1,6611
Áustria	4,2479	3,9661	3,7030	3,4573	3,2278	3,0136	2,8135	2,6267	3,3806
Bélgica	3,7936	3,5421	3,3072	3,0878	2,8830	2,6916	2,5130	2,3462	3,0195
Bolívia	4,9877	4,6567	4,3476	4,0590	3,7895	3,5379	3,3029	3,0835	3,9688
Brasil	3,2945	3,0762	2,8723	2,6818	2,5040	2,3379	2,1828	2,0379	2,6226
Canadá	1,0817	1,0106	0,9442	0,8821	0,8240	0,7697	0,7189	0,6715	0,8627
Suíça	4,2393	3,9581	3,6955	3,4503	3,2213	3,0075	2,8078	2,6214	3,3738
Chile	2,2461	2,0975	1,9588	1,8291	1,7080	1,5949	1,4892	1,3905	1,7889
China	6,7518	6,3034	5,8848	5,4939	5,1289	4,7881	4,4700	4,1729	5,3708
Colômbia	2,0502	1,9147	1,7881	1,6698	1,5593	1,4560	1,3596	1,2695	1,6331
Costa Rica	2,8583	2,6691	2,4922	2,3271	2,1729	2,0288	1,8943	1,7686	2,2758
Dinamarca	3,8940	3,6358	3,3947	3,1695	2,9592	2,7628	2,5794	2,4082	3,0993
República Dominicana	2,1674	2,0241	1,8902	1,7651	1,6483	1,5391	1,4372	1,3419	1,7263
Equador	1,8265	1,7059	1,5932	1,4878	1,3894	1,2975	1,2116	1,1314	1,4552
Espanha	3,5468	3,3117	3,0922	2,8871	2,6956	2,5167	2,3497	2,1938	2,8233
Finlândia	4,8657	4,5428	4,2414	3,9598	3,6969	3,4514	3,2222	3,0082	3,8718
França	3,1666	2,9568	2,7608	2,5778	2,4069	2,2473	2,0982	1,9590	2,5209
Grã-Bretanha	1,9602	1,8306	1,7096	1,5966	1,4909	1,3922	1,3001	1,2140	1,5615
Alemanha	4,0392	3,7714	3,5212	3,2876	3,0694	2,8657	2,6755	2,4978	3,2148
Grécia	3,5103	3,2776	3,0603	2,8574	2,6678	2,4908	2,3256	2,1712	2,7942
Guatemala	0,1838	0,1718	0,1605	0,1500	0,1402	0,1310	0,1223	0,1143	0,1467
Hong Kong	2,7596	2,5769	2,4062	2,2468	2,0979	1,9588	1,8289	1,7076	2,1973
Honduras	2,2321	2,0845	1,9466	1,8177	1,6974	1,5850	1,4799	1,3819	1,7777
Indonésia	1,9797	1,8489	1,7267	1,6125	1,5058	1,4061	1,3130	1,2261	1,5771
Índia	3,3282	3,1076	2,9016	2,7092	2,5296	2,3618	2,2051	2,0587	2,6494
Irlanda	4,1780	3,9009	3,6421	3,4004	3,1748	2,9640	2,7673	2,5835	3,3250
Islândia	8,0355	7,5017	7,0033	6,5380	6,1035	5,6979	5,3192	4,9656	6,3908
Itália	2,9946	2,7962	2,6109	2,4379	2,2763	2,1253	1,9844	1,8527	2,3841
Jamaica	6,0543	5,6523	5,2770	4,9265	4,5993	4,2938	4,0085	3,7422	4,8165
Japão	5,0518	4,7166	4,4035	4,1112	3,8382	3,5833	3,3453	3,1231	4,0197
Coréia	4,0005	3,7352	3,4875	3,2561	3,0400	2,8383	2,6499	2,4739	3,1840
México	0,4606	0,4306	0,4025	0,3762	0,3516	0,3286	0,3070	0,2869	0,3680
Ilhas Maurício	2,2560	2,1068	1,9674	1,8372	1,7155	1,6019	1,4958	1,3966	1,7968
Holanda	3,4595	3,2302	3,0161	2,8161	2,6293	2,4548	2,2919	2,1398	2,7538
Noruega	5,7949	5,4102	5,0510	4,7156	4,4024	4,1100	3,8369	3,5820	4,6104
Nova Zelândia	3,4231	3,1963	2,9844	2,7865	2,6017	2,4291	2,2679	2,1174	2,7249
Paquistão	0,7890	0,7374	0,6891	0,6439	0,6016	0,5621	0,5251	0,4906	0,6298
Peru	4,5513	4,2494	3,9674	3,7041	3,4582	3,2286	3,0142	2,8141	3,6218
Filipinas	1,8981	1,7727	1,6555	1,5461	1,4438	1,3483	1,2590	1,1756	1,5121
Portugal	4,0421	3,7741	3,5237	3,2900	3,0716	2,8678	2,6774	2,4996	3,2171
Paraguai	0,8285	0,7742	0,7235	0,6760	0,6316	0,5901	0,5513	0,5150	0,6612
Cingapura	4,3099	4,0240	3,7570	3,5077	3,2749	3,0575	2,8545	2,6650	3,4299
El Salvador	0,8291	0,7748	0,7240	0,6765	0,6321	0,5906	0,5517	0,5154	0,6617
Suécia	3,8337	3,5795	3,3421	3,1204	2,9134	2,7200	2,5395	2,3709	3,0513
Tailândia	2,4114	2,2518	2,1028	1,9636	1,8335	1,7120	1,5986	1,4926	1,9203
Uruguai	4,4300	4,1361	3,8617	3,6054	3,3661	3,1427	2,9340	2,7392	3,5254
Estados Unidos	0,7725	0,7220	0,6747	0,6305	0,5891	0,5504	0,5142	0,4804	0,6167
Venezuela	1,2327	1,1516	1,0758	1,0049	0,9386	0,8767	0,8188	0,7647	0,9829
Sri Lanka	0,5486	0,5128	0,4793	0,4480	0,4187	0,3913	0,3656	0,3416	0,4382
Luxemburgo	6,2010	5,7893	5,4048	5,0459	4,7107	4,3978	4,1056	3,8328	4,9331
Nicarágua	0,8331	0,7786	0,7275	0,6798	0,6351	0,5934	0,5543	0,5178	0,6649
Panamá	3,6834	3,4392	3,2111	2,9981	2,7992	2,6135	2,4401	2,2781	2,9318
Trinidad Tobago	2,2974	2,1454	2,0035	1,8708	1,7470	1,6312	1,5232	1,4222	1,8297
Egito	0,7226	0,6754	0,6312	0,5898	0,5511	0,5150	0,4811	0,4495	0,5769
Israel	2,7907	2,6060	2,4333	2,2721	2,1215	1,9809	1,8495	1,7269	2,2220
Jordânia	2,5067	2,3408	2,1858	2,0411	1,9059	1,7796	1,6616	1,5515	1,9961
Marrocos	1,4097	1,3168	1,2300	1,1488	1,0730	1,0021	0,9359	0,8740	1,1236
Síria	5,4983	5,1333	4,7925	4,4743	4,1772	3,8997	3,6407	3,3988	4,3746
Turquia	1,0106	0,9443	0,8822	0,8242	0,7700	0,7193	0,6719	0,6276	0,8062

Tabela A.3.5 Taxas qüinqüenais de variação percentual média do progresso tecnológico – modelo irrestrito

País	Período								
	60-65	65-70	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	1960-2000
Argentina	6,4931	5,7377	4,9995	4,3049	3,5271	2,5736	1,5750	0,6384	3,7135
Austrália	7,5048	6,7881	6,0475	5,2492	4,4251	3,6034	2,7712	1,9355	4,7745
Áustria	6,9432	6,4446	5,9060	5,2857	4,5319	3,7184	2,9067	2,0977	4,7168
Bélgica	7,2548	6,5971	5,9467	5,2434	4,4409	3,5980	2,7804	1,9655	4,7138
Bolívia	4,2115	3,2571	2,3656	1,4986	0,5215	-0,5962	-1,7101	-2,7198	0,8279
Brasil	4,9652	4,3755	3,8525	3,3809	2,7376	1,9912	1,2083	0,3734	2,8498
Canadá	7,5945	6,7619	5,9577	5,1851	4,3985	3,5927	2,7536	1,8907	4,7505
Suíça	8,2753	7,6868	7,0457	6,3083	5,4435	4,5794	3,6996	2,7812	5,7117
Chile	4,5990	3,8105	3,0079	2,1553	1,2570	0,4306	-0,2168	-0,7831	1,7664
China	3,1506	2,2875	1,5242	0,8297	0,1234	-0,5164	-1,0305	-1,4912	0,5980
Colômbia	4,2917	3,5025	2,7529	2,0038	1,2358	0,4676	-0,3039	-1,1257	1,5878
Costa Rica	3,5212	2,7776	2,1233	1,5128	0,7922	0,0012	-0,7792	-1,6319	1,0259
Dinamarca	7,5525	6,9094	6,2452	5,5117	4,6712	3,8110	2,9459	2,0796	4,9502
República Dominicana	2,5982	1,7899	1,1679	0,6685	0,0380	-0,6690	-1,3940	-2,1637	0,2431
Equador	2,9504	2,1633	1,5188	1,0539	0,4722	-0,3329	-1,1944	-2,0960	0,5542
Espanha	6,5385	6,0719	5,5865	4,9735	4,2022	3,3858	2,5894	1,7960	4,3808
Finlândia	6,9502	6,2717	5,6415	4,9802	4,2290	3,4905	2,6714	1,7592	4,4857
França	7,8697	7,2473	6,6394	5,9615	5,1781	4,3598	3,5388	2,6839	5,4209
Grã-Bretanha	7,5537	6,8439	6,1417	5,3810	4,5414	3,7200	2,9063	2,0537	4,8771
Alemanha	8,3562	7,8153	7,1245	6,3137	5,4539	4,5908	3,7725	2,9635	5,7832
Grécia	5,2061	4,9131	4,6434	4,2200	3,5205	2,6978	1,8262	0,9573	3,4880
Guatemala	2,7763	1,9898	1,3131	0,7674	0,1047	-0,7861	-1,6660	-2,5128	0,2338
Hong Kong	4,7696	4,3653	3,8008	3,3191	2,9086	2,4450	1,9259	1,3353	3,1027
Honduras	2,0078	1,2310	0,5368	-0,1369	-0,9078	-1,7955	-2,5515	-3,2327	-0,6211
Indonésia	2,0810	1,2253	0,6132	0,2494	-0,1341	-0,5953	-1,0930	-1,7100	0,0729
Índia	2,7073	1,9058	1,1138	0,3591	-0,3743	-1,0810	-1,7674	-2,4470	0,0378
Irlanda	5,9801	5,1933	4,4610	3,7791	3,0755	2,2747	1,4198	0,6878	3,3445
Islândia	5,9157	5,2509	4,6021	3,9193	3,1650	2,3259	1,4286	0,5655	3,3817
Itália	7,4178	6,7973	6,1612	5,5102	4,7807	3,9957	3,1773	2,3333	5,0085
Jamaica	4,0949	3,5710	2,9840	2,0890	1,0275	0,0611	-0,7699	-1,5992	1,4134
Japão	7,6576	7,2873	6,9250	6,4251	5,7659	5,0603	4,3595	3,6247	5,8795
Coréia	4,1225	3,6367	3,2910	2,9221	2,4995	2,0290	1,6320	1,1379	2,6543
México	4,8308	4,2560	3,6931	3,1331	2,5085	1,7209	0,8534	0,0223	2,6153
Ilhas Maurício	3,5933	2,9380	2,3570	1,8453	1,3906	0,8156	0,2299	-0,2842	1,6030
Holanda	7,7444	7,0136	6,2758	5,4662	4,5843	3,7196	2,8985	2,0870	4,9569
Noruega	7,7006	6,9075	6,1604	5,4512	4,6889	3,8887	3,0554	2,2094	4,9926
Nova Zelândia	6,8255	6,1170	5,3928	4,6254	3,7980	2,9212	1,9956	1,0874	4,0783
Paquistão	1,3395	0,7703	0,0548	-0,6626	-1,2935	-1,9036	-2,5204	-3,2207	-0,9408
Peru	5,3620	4,6639	3,8047	2,8877	2,0141	1,1055	0,1032	-0,8663	2,3636
Filipinas	3,3344	2,7520	2,1498	1,6300	1,0284	0,1625	-0,7717	-1,6613	1,0649
Portugal	5,1239	4,6167	4,1505	3,6186	2,9778	2,2959	1,5599	0,8180	3,1355
Paraguai	2,7242	1,9056	1,1467	0,5886	0,0992	-0,5605	-1,3334	-2,1531	0,2905
Cingapura	3,8563	3,4941	3,4796	3,3941	3,0842	2,5868	1,9446	1,2922	2,8881
El Salvador	3,2241	2,4900	1,8007	1,2018	0,4146	-0,5966	-1,5581	-2,4389	0,5500
Suécia	7,6859	7,0198	6,3277	5,5688	4,7327	3,8937	3,0261	2,1086	5,0294
Tailândia	2,6226	2,2095	1,7927	1,2945	0,7690	0,2531	-0,1234	-0,5873	1,0231
Uruguai	5,6149	4,6206	3,6807	2,8377	1,9505	0,9602	-0,0309	-0,9401	2,3145
Estados Unidos	8,7362	7,8990	7,0829	6,2809	5,4944	4,7045	3,8803	3,0523	5,8752
Venezuela	5,9342	5,1647	4,4024	3,6025	2,6687	1,5950	0,5314	-0,5121	2,9014
Sri Lanka	1,9186	1,0614	0,2369	-0,4999	-1,0583	-1,6541	-2,3603	-3,0707	-0,6911
Luxemburgo	6,8063	5,9734	5,1280	4,2719	3,4033	2,5977	1,8674	1,1653	3,8849
Nicarágua	2,8032	2,0491	1,3429	0,4951	-0,4743	-1,4638	-2,5312	-3,5267	-0,1852
Panamá	3,1738	2,6142	2,1721	1,6316	0,8828	-0,0476	-0,9498	-1,6379	0,9669
Trinidad Tobago	3,7576	3,2326	2,6154	2,0163	1,3760	0,5801	-0,3863	-1,3279	1,4693
Egito	2,5699	1,8944	1,1617	0,6540	0,2334	-0,3213	-1,0747	-1,9265	0,3891
Israel	5,0605	4,6248	4,2742	3,8553	3,1772	2,3714	1,5633	0,7865	3,2043
Jordânia	2,3805	1,6906	0,9610	0,5111	0,1903	-0,4653	-1,3577	-2,2641	0,1954
Marrocos	3,0250	2,1578	1,4748	0,9729	0,4391	-0,2809	-1,0851	-1,9258	0,5853
Síria	3,2914	2,7124	2,1028	1,7396	1,3714	0,6509	-0,1430	-0,8871	1,3461
Turquia	3,9901	3,3059	2,6822	2,0671	1,3454	0,6520	-0,0155	-0,7585	1,6468

Tabela A.3.6 Taxas qüinqüenais de variação percentual média do progresso tecnológico – modelo restrito

País	Período								
	60-65	65-70	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	1960-2000
Argentina	2,4088	1,9583	1,5276	1,1453	0,6669	-0,0113	-0,7397	-1,3968	0,6872
Austrália	3,4935	3,0908	2,6613	2,1641	1,6357	1,1108	0,5719	0,0281	1,8380
Áustria	2,8132	2,6482	2,4390	2,1385	1,6866	1,1657	0,6462	0,1294	1,7042
Bélgica	3,1955	2,8508	2,5150	2,1197	1,6106	1,0540	0,5250	-0,0007	1,7282
Bolívia	-0,4037	-1,0782	-1,6801	-2,2535	-2,9537	-3,8149	-4,6703	-5,4064	-2,7965
Brasil	0,7743	0,5205	0,3438	0,2260	-0,0893	-0,5244	-1,0021	-1,5398	-0,1642
Canadá	3,6481	3,1129	2,6127	2,1468	1,6609	1,1515	0,6033	0,0274	1,8638
Suíça	4,3148	4,0545	3,7315	3,2955	2,7152	2,1375	1,5409	0,8987	2,8296
Chile	0,1272	-0,3578	-0,8579	-1,4145	-2,0240	-2,5528	-2,8782	-3,1118	-1,6401
China	-1,0747	-1,6459	-2,0999	-2,4757	-2,8636	-3,1762	-3,3490	-3,4632	-2,5218
Colômbia	-0,1515	-0,6333	-1,0686	-1,5032	-1,9597	-2,4183	-2,8823	-3,4044	-1,7583
Costa Rica	-1,3059	-1,7290	-2,0500	-2,3219	-2,7208	-3,2034	-3,6754	-4,2308	-2,6591
Dinamarca	3,4668	3,1411	2,7897	2,3589	1,8059	1,2299	0,6480	0,0643	1,9317
República Dominicana	-2,2590	-2,7623	-3,0511	-3,1986	-3,4961	-3,8846	-4,2965	-4,7590	-3,4665
Equador	-1,8213	-2,3010	-2,6159	-2,7251	-2,9679	-3,4664	-4,0303	-4,6411	-3,0750
Espanha	2,5003	2,3763	2,2309	1,9413	1,4710	0,9482	0,4467	-0,0531	1,4788
Finlândia	2,7723	2,4072	2,0958	1,7484	1,2975	0,8606	0,3305	-0,3053	1,3960
França	4,0627	3,7623	3,4773	3,1120	2,6267	2,1008	1,5696	0,9991	2,7088
Grã-Bretanha	3,7180	3,3134	2,9162	2,4536	1,9018	1,3701	0,8462	0,2788	2,0934
Alemanha	4,6717	4,4593	4,0762	3,5573	2,9835	2,4051	1,8766	1,3581	3,1671
Grécia	0,8434	0,9163	1,0154	0,9420	0,5538	0,0236	-0,5633	-1,1491	0,3199
Guatemala	-2,0330	-2,5124	-2,8658	-3,0706	-3,4107	-4,0113	-4,5981	-5,1455	-3,4610
Hong Kong	0,2342	0,1932	-0,0312	-0,1563	-0,2045	-0,3209	-0,5006	-0,7591	-0,1936
Honduras	-2,9876	-3,4560	-3,8297	-4,1773	-4,6349	-5,2267	-5,6684	-6,0247	-4,5060
Indonésia	-2,4970	-3,0602	-3,3424	-3,3393	-3,3588	-3,4672	-3,6179	-3,9057	-3,3243
Índia	-1,6226	-2,1225	-2,6105	-3,0548	-3,4748	-3,8647	-4,2325	-4,5928	-3,2018
Irlanda	1,6053	1,1133	0,6867	0,3208	-0,0707	-0,5771	-1,1444	-1,5671	0,0405
Islândia	1,2509	0,9053	0,5781	0,2120	-0,2375	-0,7844	-1,3989	-1,9748	-0,1868
Itália	3,5597	3,2583	2,9383	2,6021	2,1776	1,6891	1,1599	0,6003	2,2435
Jamaica	-0,6152	-0,8079	-1,0688	-1,6742	-2,4686	-3,1579	-3,6959	-4,2307	-2,2235
Japão	3,8991	3,8907	3,8888	3,7277	3,3837	2,9871	2,5943	2,1601	3,3145
Coréia	-0,2984	-0,4356	-0,4093	-0,4095	-0,4734	-0,5941	-0,6332	-0,7852	-0,5049
México	0,5452	0,3087	0,0869	-0,1310	-0,4225	-0,9008	-1,4721	-2,0045	-0,5023
Ilhas Maurício	-1,0239	-1,3521	-1,5941	-1,7565	-1,8548	-2,0898	-2,3375	-2,5053	-1,8153
Holanda	3,7772	3,3550	2,9237	2,4106	1,8143	1,2359	0,7058	0,1860	2,0440
Noruega	3,6089	3,1114	2,6659	2,2636	1,8008	1,2946	0,7500	0,1912	1,9549
Nova Zelândia	2,5613	2,1667	1,7543	1,2904	0,7559	0,1656	-0,4816	-1,1090	0,8807
Paquistão	-3,4198	-3,6511	-4,0482	-4,4467	-4,7473	-5,0257	-5,3133	-5,6959	-4,5465
Peru	1,0238	0,6451	0,0833	-0,5441	-1,1220	-1,7413	-2,4692	-3,1600	-0,9204
Filipinas	-1,1973	-1,4415	-1,7078	-1,8803	-2,1475	-2,7178	-3,3665	-3,9647	-2,3072
Portugal	0,7520	0,5778	0,4500	0,2529	-0,0674	-0,4385	-0,8725	-1,3136	-0,0848
Paraguai	-2,1766	-2,6947	-3,1409	-3,3552	-3,4910	-3,8231	-4,2854	-4,8011	-3,4742
Cingapura	-0,8811	-0,8745	-0,4672	-0,1424	-0,0754	-0,2230	-0,5378	-0,8654	-0,5088
El Salvador	-1,5639	-1,9810	-2,3469	-2,6126	-3,0983	-3,8407	-4,5210	-5,1082	-3,1412
Suécia	3,6721	3,3194	2,9349	2,4733	1,9241	1,3718	0,7874	0,1457	2,0719
Tailândia	-2,0125	-2,0639	-2,1166	-2,2617	-2,4398	-2,6093	-2,6222	-2,7392	-2,3585
Uruguai	1,1887	0,4616	-0,2059	-0,7629	-1,3690	-2,0929	-2,8172	-3,4478	-1,1421
Estados Unidos	5,1920	4,6482	4,1295	3,6267	3,1396	2,6462	2,1139	1,5791	3,3778
Venezuela	1,6502	1,1933	0,7470	0,2598	-0,3838	-1,1912	-1,9877	-2,7617	-0,3201
Sri Lanka	-2,9159	-3,4765	-4,0000	-4,4246	-4,6471	-4,9136	-5,3059	-5,7023	-4,4272
Luxemburgo	2,3433	1,7985	1,2411	0,6729	0,0891	-0,4227	-0,8480	-1,2399	0,4471
Nicarágua	-2,1017	-2,5426	-2,9272	-3,4741	-4,1610	-4,8722	-5,6717	-6,3869	-4,0279
Panamá	-1,7042	-1,9243	-2,0086	-2,2045	-2,6391	-3,2826	-3,8957	-4,2651	-2,7447
Trinidad Tobago	-1,0678	-1,2546	-1,5455	-1,8132	-2,1286	-2,6271	-3,3211	-3,9825	-2,2223
Egito	-2,0736	-2,4279	-2,8460	-3,0078	-3,0693	-3,2853	-3,7286	-4,2832	-3,0924
Israel	0,5349	0,4610	0,4813	0,4201	0,0601	-0,4451	-0,9478	-1,4137	-0,1086
Jordânia	-2,6358	-2,9898	-3,3958	-3,4892	-3,4311	-3,7533	-4,3381	-4,9401	-3,6241
Marrocos	-1,6374	-2,2140	-2,5773	-2,7288	-2,9169	-3,3198	-3,8197	-4,3624	-2,9505
Síria	-1,4322	-1,6776	-1,9507	-1,9414	-1,9382	-2,3383	-2,8210	-3,2451	-2,1697
Turquia	-0,4398	-0,8044	-1,0975	-1,3819	-1,7862	-2,1574	-2,5026	-2,9361	-1,6416

Tabela A.3.7 Taxas qüinqüenais de variação percentual média da eficiência de escala – modelo irrestrito

País	Período								
	60-65	65-70	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	1960-2000
Argentina	-0,1287	-0,0437	0,0484	0,1370	0,1256	0,0903	0,1842	0,2903	0,0879
Austrália	-0,2361	-0,1234	0,0026	0,0814	0,1559	0,2429	0,1981	0,3299	0,0813
Áustria	-0,2261	-0,1111	-0,0271	0,0596	0,1023	0,1165	0,1756	0,1795	0,0336
Bélgica	-0,3406	-0,3036	-0,2502	-0,1384	-0,0438	-0,0189	0,0037	0,0305	-0,1328
Bolívia	-0,2478	-0,2561	-0,2211	-0,1131	-0,0014	0,0196	0,0699	0,1796	-0,0714
Brasil	-0,1836	-0,0016	0,2288	0,4427	0,4218	0,5499	0,5141	0,5787	0,3185
Canadá	-0,0818	-0,0017	0,1133	0,1971	0,1886	0,2679	0,2030	0,3110	0,1496
Suíça	-0,4952	-0,2604	-0,1411	-0,0201	0,0131	0,0515	0,0634	0,0433	-0,0934
Chile	-0,2480	-0,2072	-0,0830	0,0158	0,0767	0,2653	0,5081	0,7094	0,1291
China	-0,1173	-0,1596	-0,0523	0,1022	0,2707	0,4925	0,7305	0,8936	0,2694
Colômbia	-0,8517	-0,8419	-0,7556	-0,5359	-0,3691	-0,1954	-0,0738	0,0337	-0,4493
Costa Rica	-1,0032	-0,9528	-0,8353	-0,5765	-0,2712	-0,1359	-0,0250	0,0606	-0,4682
Dinamarca	-0,6271	-0,4632	-0,3286	-0,1650	-0,0554	-0,0422	0,0004	0,0310	-0,2065
República Dominicana	-0,9930	-1,0655	-1,5096	-1,1483	-0,6091	-0,3965	-0,2089	-0,1091	-0,7561
Equador	-0,5097	-0,5000	-0,4963	-0,2936	0,0047	0,1194	0,2070	0,2411	-0,1539
Espanha	-0,2749	-0,1294	0,0043	0,1044	0,1270	0,1806	0,1996	0,2130	0,0529
Finlândia	-0,1072	-0,0023	0,1007	0,1199	0,1790	0,2173	0,0821	0,1284	0,0897
França	0,1346	0,2289	0,3156	0,3051	0,3084	0,2983	0,2408	0,2263	0,2572
Grã-Bretanha	0,1273	0,1610	0,2189	0,2304	0,1999	0,3103	0,2140	0,3379	0,2249
Alemanha	-0,1254	0,0086	0,0688	0,1143	0,1520	0,1528	0,2487	0,1963	0,1019
Grécia	-1,2178	-0,8967	-0,8415	-0,3780	-0,1287	-0,0491	-0,0043	0,0218	-0,4378
Guatemala	-0,8284	-0,9098	-0,8899	-0,7761	-0,2506	-0,1220	-0,0618	0,0660	-0,4723
Hong Kong	-2,5088	-1,2118	-1,3260	-1,3222	-0,7446	-0,4076	-0,2842	-0,0629	-0,9862
Honduras	-0,8098	-0,9783	-0,8721	-0,8197	-0,3471	-0,2142	-0,1227	0,0960	-0,5092
Indonésia	-0,2060	-0,1679	-0,2267	0,0732	0,3622	0,5696	0,8257	0,6599	0,2354
Índia	-0,3123	-0,2398	-0,1643	-0,0537	0,0863	0,2381	0,3401	0,5081	0,0499
Irlanda	-0,2770	-0,3806	-0,5538	-0,5267	-0,2868	-0,0916	-0,1310	-0,1630	-0,3014
Islândia	-0,4924	-0,3523	-0,2812	-0,1157	-0,0212	0,0316	0,0554	0,1395	-0,1298
Itália	-0,4089	-0,2219	-0,1600	-0,0648	-0,0001	0,0366	0,0452	0,0599	-0,0894
Jamaica	-0,3368	-0,2246	-0,1006	0,0312	0,0908	0,1012	0,2439	0,2489	0,0065
Japão	-0,2236	0,0017	0,2473	0,3000	0,3619	0,4637	0,4573	0,3113	0,2397
Coréia	-0,4600	-0,5887	-0,2291	0,0976	0,3339	0,5867	0,8102	0,6689	0,1512
México	-0,8158	-0,6800	-0,4554	-0,2077	0,0448	0,1795	0,2764	0,3766	-0,1611
Ilhas Maurício	-0,6040	-0,4624	-0,3681	-0,1321	0,0893	0,2460	0,5247	0,6121	-0,0127
Holanda	-0,1788	-0,0904	-0,0095	0,0506	0,0755	0,1290	0,1488	0,2034	0,0410
Noruega	-0,2121	-0,1522	-0,1311	-0,0655	-0,0025	0,0425	0,0488	0,1234	-0,0436
Nova Zelândia	-0,7371	-0,4719	-0,4175	-0,1494	-0,0957	-0,0130	0,0258	0,0840	-0,2222
Paquistão	-1,0515	-0,6799	-0,4277	-0,3664	-0,1948	-0,0045	0,1506	0,2394	-0,2927
Peru	-0,7513	-0,4359	-0,2242	-0,1356	-0,0166	0,0605	0,0812	0,2000	-0,1532
Filipinas	-0,9026	-0,6519	-0,4518	-0,2665	0,0036	0,0781	0,1838	0,2525	-0,2201
Portugal	-0,8369	-0,6514	-0,6999	-0,5694	-0,2739	-0,1272	-0,0430	0,0136	-0,3990
Paraguai	-0,7669	-1,0603	-1,0643	-1,3383	-0,7158	-0,3573	-0,1623	-0,0261	-0,6874
Cingapura	-1,4114	-2,2679	-2,2624	-1,1349	-0,7906	-0,3366	-0,2016	-0,0345	-1,0584
El Salvador	-0,7665	-0,6432	-0,5507	-0,3640	-0,0269	-0,0171	0,0218	0,0915	-0,2824
Suécia	-0,3791	-0,2387	-0,0967	-0,0190	0,0214	0,0827	0,0641	0,0825	-0,0605
Tailândia	-1,1042	-1,1805	-0,8385	-0,5793	-0,3063	-0,1200	0,0831	0,1542	-0,4876
Uruguai	-0,0161	0,0029	0,0163	0,0765	0,0465	0,0157	0,0991	0,1893	0,0538
Estados Unidos	0,0159	0,0926	0,1837	0,2741	0,2803	0,3016	0,3179	0,5236	0,2486
Venezuela	-0,7783	-0,8344	-0,6488	-0,5142	-0,0950	-0,0432	0,0005	0,0467	-0,3589
Sri Lanka	-0,7334	-0,8013	-0,6529	-0,7445	-0,7340	-0,3688	-0,2898	-0,1626	-0,5612
Luxemburgo	-0,4455	-0,2465	-0,4606	-0,2551	-0,2546	-0,3157	-0,3428	-0,2906	-0,3265
Nicarágua	-1,2208	-1,4630	-1,2635	-0,5774	-0,5016	-0,2907	-0,2267	-0,3836	-0,7420
Panamá	-1,5645	-1,7350	-1,7433	-1,0212	-0,6609	-0,2382	-0,4313	-0,4072	-0,9769
Trinidad Tobago	-1,4712	-0,7962	-0,8918	-0,7182	-0,4178	-0,0462	-0,0473	-0,0345	-0,5540
Egito	-0,9490	-0,6899	-0,5398	-0,6026	-0,2332	-0,0155	0,0810	0,2376	-0,3397
Israel	-2,2983	-1,6777	-1,6652	-0,7513	-0,3954	-0,2299	-0,2539	-0,0474	-0,9181
Jordânia	-2,2891	-1,7037	-1,1067	-1,5859	-1,1074	-0,3801	-0,4269	-0,0805	-1,0876
Marrocos	-0,4173	-0,6261	-0,9273	-0,9748	-0,3721	-0,1401	-0,0131	0,0952	-0,4227
Síria	-0,9138	-0,8033	-0,8356	-0,7318	-0,2260	0,0146	0,2331	0,3666	-0,3632
Turquia	-0,2724	-0,2156	-0,0567	0,1152	0,2489	0,4478	0,4083	0,5215	0,1492

Tabela A.3.8 Taxas qüinqüenais de variação percentual média da eficiência de escala – modelo restrito

País	Período								
	60-65	65-70	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	1960-2000
Argentina	4,4240	3,8886	3,3398	2,9256	2,5481	1,8587	1,0136	0,2939	2,5280
Austrália	4,2043	3,6353	3,2937	3,0764	2,4913	1,8870	1,5629	0,8530	2,6200
Áustria	5,7054	5,4346	4,8435	4,6372	4,2398	3,6852	2,9413	2,3518	4,2240
Bélgica	5,8492	5,2620	4,7479	4,4387	4,1127	3,4405	2,7634	2,1420	4,0879
Bolívia	4,3896	3,3800	2,5325	1,7876	0,9201	-0,1470	-1,1348	-1,8408	1,2151
Brasil	3,9605	3,6765	3,6175	3,4894	2,9088	2,4705	1,7853	1,2005	2,8844
Canadá	3,7565	2,9017	2,3539	2,0753	1,9077	1,3575	1,0246	0,3643	1,9627
Suíça	6,6357	6,7225	6,3882	6,4272	5,5004	4,7559	4,1382	3,4336	5,4936
Chile	3,1212	2,7972	2,1554	1,5992	0,6191	0,7888	0,9023	0,6785	1,5784
China	6,2283	6,0106	5,6625	5,1192	4,7105	4,5437	4,3846	3,9355	5,0716
Colômbia	0,3746	-0,2458	-0,6919	-0,8989	-1,2170	-1,4729	-1,8478	-2,2319	-1,0322
Costa Rica	-1,5953	-2,4106	-3,1373	-3,1266	-2,5856	-2,8580	-3,3399	-3,3291	-2,7993
Dinamarca	5,6746	5,4174	5,0977	4,8306	4,4268	3,5571	3,0145	2,1629	4,2662
República Dominicana	-1,3856	-2,1183	-3,1585	-3,0368	-2,7723	-2,9624	-3,1817	-3,5703	-2,7754
Equador	-0,6604	-1,3156	-1,9196	-2,0881	-1,9455	-2,3014	-2,8010	-3,3898	-2,0558
Espanha	4,7822	4,5124	4,2258	4,0872	3,7271	3,0617	2,4837	1,8914	3,5920
Finlândia	6,6765	6,2598	5,4523	5,2333	4,5532	3,9277	3,4574	2,5895	4,7605
França	7,1882	6,7516	6,3041	5,7739	5,1458	4,4902	3,7907	3,0842	5,3073
Grã-Bretanha	5,7529	5,2222	4,7187	4,1570	3,4992	2,9523	2,2815	1,7154	3,7788
Alemanha	8,2882	7,9000	7,3998	6,6885	5,9448	5,2053	4,5040	3,8475	6,2114
Grécia	2,2931	2,4928	2,2460	2,7535	2,6918	2,1913	1,5812	0,9119	2,1436
Guatemala	-3,2627	-4,0866	-4,6088	-4,8645	-4,0612	-4,4521	-5,2004	-5,6062	-4,5203
Hong Kong	-1,9522	0,2701	-0,4750	-1,0436	-0,2544	0,2138	-0,0166	-0,0262	-0,4130
Honduras	-0,8331	-1,3271	-1,6060	-1,8170	-2,4378	-2,9785	-2,9500	-3,3936	-2,1716
Indonésia	0,8377	0,5283	3,2182	3,4404	3,1587	2,5454	2,5361	0,4630	2,0840
Índia	1,9364	1,3260	0,7891	0,3708	-0,1094	-0,4383	-0,9429	-1,1928	0,2121
Irlanda	4,3270	2,8835	1,1521	0,1248	0,7015	1,3339	-0,0214	-2,6077	0,9683
Islândia	6,6176	5,8498	4,8612	4,7432	4,3661	3,9866	3,2847	1,9166	4,4443
Itália	5,2856	5,1190	4,4981	4,1852	3,8514	3,4489	2,9364	2,2953	3,9479
Jamaica	4,3835	3,7060	3,2159	3,1039	1,9379	0,9304	-0,0343	-0,6347	2,0617
Japão	9,3996	9,1996	8,8704	8,2629	7,6189	7,0373	6,3558	5,5340	7,7769
Coréia	3,8141	3,7964	3,7547	3,7958	3,4660	3,4223	3,4263	2,7142	3,5231
México	0,4695	0,3849	0,3920	0,3880	0,2531	-0,2164	-0,6416	-1,1091	-0,0115
Ilhas Maurício	-0,2045	-0,5472	-1,0322	-1,0797	-1,1492	-1,0391	-1,3106	-1,3564	-0,9655
Holanda	5,7428	5,2225	4,7924	4,4006	3,9085	3,0783	2,4993	1,8132	3,9243
Noruega	8,1279	7,3248	6,2397	5,5492	5,2746	4,4135	4,0832	2,9401	5,4819
Nova Zelândia	5,3052	4,9243	4,3619	3,9877	3,3195	2,6217	1,8401	1,1554	3,4302
Paquistão	-2,4174	-2,5963	-2,9141	-2,9381	-2,9691	-3,1183	-3,2941	-3,8563	-3,0138
Peru	5,0377	4,6235	3,9829	3,2454	2,5919	1,7471	0,8070	0,2520	2,7728
Filipinas	0,1588	-0,0631	-0,3401	-0,5342	-0,7040	-1,3022	-1,9019	-2,4903	-0,9009
Portugal	3,0263	2,7831	2,2017	2,0001	1,9999	1,7239	1,3163	0,7194	1,9690
Paraguai	-2,9006	-4,0708	-4,9273	-6,6844	-5,6185	-5,1478	-5,1437	-5,5095	-5,0061
Cingapura	0,3681	-2,2205	-2,8165	-0,4468	-0,2838	0,8999	0,5989	0,5110	-0,4321
El Salvador	-2,8524	-3,2031	-3,7143	-3,8065	-2,6964	-3,6391	-4,8167	-5,2270	-3,7480
Suécia	7,0758	6,5835	6,1001	5,4929	4,7959	4,0699	3,3298	2,5305	4,9865
Tailândia	-1,0556	-1,4320	-1,2392	-1,2723	-1,2804	-1,3889	-1,4040	-1,3503	-1,3029
Uruguai	5,4790	4,6065	3,5161	2,6432	1,9708	1,1038	0,1327	-0,7012	2,3242
Estados Unidos	5,7623	5,2250	4,7784	4,3635	3,9077	3,4470	2,9495	2,6477	4,1301
Venezuela	1,9603	1,4465	1,2116	0,9176	0,5095	-0,2916	-1,0715	-1,8080	0,3518
Sri Lanka	-4,0776	-4,9830	-5,2834	-6,2926	-6,9676	-6,1422	-6,6189	-6,8367	-5,9051
Luxemburgo	6,8809	6,6332	4,8766	4,6854	3,6352	2,3338	1,2573	0,6813	3,8502
Nicarágua	-3,6816	-4,8555	-5,0416	-3,9724	-4,6382	-4,8724	-5,4984	-6,8089	-4,9254
Panamá	-1,9157	-3,3251	-4,2046	-2,5522	-2,1770	-1,3655	-3,4555	-4,3318	-2,9212
Trinidad Tobago	-1,0551	-0,4276	-1,0394	-1,2244	-1,3288	-1,1250	-1,9080	-2,7980	-1,3655
Egito	-2,5482	-2,6163	-2,9291	-3,4228	-3,1795	-3,1533	-3,3479	-3,7569	-3,1200
Israel	-2,2547	-1,3157	-1,9095	0,2160	0,5429	0,3089	-0,9716	-0,7509	-0,7717
Jordânia	-3,4268	-2,8909	-2,7039	-3,8758	-3,4600	-2,6507	-3,3935	-3,4694	-3,2347
Marrocos	-0,6036	-1,5429	-2,2577	-2,5050	-2,2795	-2,4836	-2,8324	-3,2785	-2,2259
Síria	3,2390	2,7833	2,2304	2,0897	2,1357	1,7027	1,3394	0,8247	2,0406
Turquia	0,4604	0,1533	-0,0112	-0,2450	-0,5786	-0,5991	-1,1392	-1,4551	-0,4287

Anexo 4

Tabela A.4.1 Taxas anuais de variação percentual média da eficiência técnica

País	Período						
	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-00	1970-2000
Alemanha	-0,2765	0,1932	-0,3551	0,2974	-0,2485	0,0405	-0,0585
Austrália	-0,2367	-0,0830	-0,0668	-0,0662	0,1781	0,1877	-0,0146
Áustria	-0,0816	-0,0469	-0,4080	0,3037	-0,0649	0,2057	-0,0156
Bélgica	-0,0236	0,0243	-0,2799	0,3601	-0,0678	0,2876	0,0499
Bolívia	1,1235	-0,2742	-1,3023	0,6305	1,2613	0,6413	0,3427
Brasil	0,4802	-0,0271	-0,7599	-0,8522	0,0413	-0,1951	-0,2199
Canadá	0,0024	-0,0646	-0,0393	-0,0320	-0,0395	0,1948	0,0036
Chile	-1,5628	1,2137	-0,6730	0,7237	0,7131	0,0060	0,0656
Colômbia	0,1095	0,1345	-0,4850	0,1612	0,1964	-0,4009	-0,0478
Coréia	-0,0480	-0,4015	0,5593	0,8656	0,2293	0,0700	0,2116
Costa Rica	-0,1459	0,0085	-1,4411	0,1490	0,0548	0,6616	-0,1210
Dinamarca	-0,4027	-0,0657	0,0150	-0,1876	0,1762	0,2741	-0,0320
Equador	0,9054	-0,0912	-0,5534	-0,4664	0,0711	-0,7137	-0,1428
Espanha	0,0490	-0,5410	-0,5843	0,5277	0,1211	0,1371	-0,0492
Estados Unidos	-0,1479	0,0063	-0,0361	0,0491	-0,0333	0,0914	-0,0118
Finlândia	0,0290	0,0422	0,0675	0,2241	-0,5098	1,0161	0,1438
França	-0,2198	-0,0647	-0,3053	0,2238	-0,3262	0,2692	-0,0708
Grã-Bretanha	-0,1656	-0,1815	-0,0067	0,1882	0,0346	0,1817	0,0083
Grécia	-0,2910	-0,0639	-0,7660	-0,2907	-0,0713	0,7106	-0,1297
Holanda	-0,1321	-0,1103	-0,2934	0,2338	0,0144	0,3749	0,0143
Hong Kong	-0,0260	0,6546	-0,1054	0,3415	0,0710	-0,2200	0,1188
Irlanda	0,2834	0,0778	-0,1590	0,7372	0,3838	0,5317	0,3087
Islândia	0,6307	0,6752	-0,1264	0,2236	-0,2236	0,5270	0,2838
Itália	-0,2200	0,1535	-0,3661	0,1289	-0,0833	0,1737	-0,0358
Jamaica	-1,0540	-2,5785	-0,8127	1,5530	-0,5943	-0,9971	-0,7546
Japão	-0,6641	-0,0119	-0,1898	0,4359	-0,6635	-0,2388	-0,2227
Jordânia	-0,1942	1,7591	-0,4199	-1,2136	0,1939	-0,1132	-0,0020
México	-0,0065	-0,0035	-0,4371	-0,3507	-0,4429	0,5246	-0,1199
Noruega	0,5967	0,4357	0,2065	-0,2342	0,6055	0,2285	0,3060
Nova Zelândia	-0,0927	-0,7496	0,0769	-0,3533	0,4234	0,1788	-0,0868
Peru	0,4775	-0,8151	-1,6217	-2,0166	2,1081	-0,0513	-0,3294
Portugal	-0,0605	0,0561	-0,8925	0,9375	-0,0540	0,3585	0,0560
Suécia	-0,0574	-0,2468	-0,0090	0,0964	-0,2280	0,4821	0,0059
Suíça	-0,6943	-0,1171	-0,3564	0,0712	-0,6299	0,2846	-0,2410
Tailândia	-0,4891	0,2645	-0,2905	0,9166	0,1531	-0,6376	-0,0152
Trinidad Tobago	-0,2076	0,2988	-0,2865	-0,5644	0,3065	0,3388	-0,0197
Turquia	0,0845	-0,5928	0,1179	0,0768	-0,0603	0,0530	-0,0538
Venezuela	-0,6710	-0,5365	-0,8315	0,0998	0,3984	-0,4524	-0,3332
Média	-0,0895	-0,0439	-0,3741	0,1034	0,0893	0,1319	-0,0306

Tabela A.4.2 Taxas anuais de variação percentual média do progresso tecnológico

País	Período						
	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-00	1970-2000
Alemanha	1,3859	1,2320	1,0677	0,9018	0,7434	0,5858	0,9857
Austrália	1,1813	1,0285	0,8698	0,7105	0,5482	0,3841	0,7867
Áustria	1,1542	1,0355	0,8904	0,7329	0,5747	0,4161	0,8003
Bélgica	1,1620	1,0274	0,8728	0,7095	0,5500	0,3900	0,7849
Bolívia	0,4687	0,2979	0,1041	-0,1195	-0,3444	-0,5500	-0,0245
Brasil	0,7589	0,6672	0,5416	0,3951	0,2405	0,0746	0,4460
Canadá	1,1641	1,0162	0,8646	0,7084	0,5448	0,3753	0,7785
Chile	0,5945	0,4274	0,2501	0,0860	-0,0434	-0,1571	0,1926
Colômbia	0,5446	0,3976	0,2460	0,0933	-0,0608	-0,2262	0,1654
Coréia	0,6497	0,5777	0,4950	0,4025	0,3243	0,2265	0,4459
Costa Rica	0,4211	0,3007	0,1579	0,0002	-0,1563	-0,3285	0,0655
Dinamarca	1,2190	1,0788	0,9173	0,7508	0,5824	0,4125	0,8264
Equador	0,3019	0,2099	0,0943	-0,0667	-0,2400	-0,4228	-0,0209
Espanha	1,0931	0,9755	0,8267	0,6682	0,5126	0,3566	0,7385
Estados Unidos	1,3781	1,2258	1,0755	0,9237	0,7643	0,6031	0,9947
Finlândia	1,1037	0,9768	0,8318	0,6886	0,5287	0,3494	0,7462
França	1,2940	1,1648	1,0148	0,8571	0,6979	0,5311	0,9263
Grã-Bretanha	1,1992	1,0538	0,8922	0,7332	0,5746	0,4074	0,8097
Grécia	0,9119	0,8301	0,6944	0,5338	0,3626	0,1907	0,5869
Holanda	1,2248	1,0701	0,9005	0,7331	0,5731	0,4140	0,8189
Hong Kong	0,7489	0,6552	0,5751	0,4843	0,3823	0,2656	0,5184
Irlanda	0,8767	0,7446	0,6077	0,4509	0,2824	0,1372	0,5162
Islândia	0,9039	0,7719	0,6251	0,4609	0,2841	0,1128	0,5261
Itália	1,2030	1,0785	0,9384	0,7867	0,6275	0,4624	0,8491
Jamaica	0,5898	0,4144	0,2047	0,0122	-0,1545	-0,3219	0,1236
Japão	1,3482	1,2532	1,1275	0,9922	0,8571	0,7147	1,0486
Jordânia	0,1915	0,1020	0,0380	-0,0932	-0,2730	-0,4570	-0,0822
México	0,7279	0,6189	0,4967	0,3418	0,1701	0,0045	0,3930
Noruega	1,2028	1,0672	0,9207	0,7659	0,6037	0,4380	0,8327
Nova Zelândia	1,0560	0,9084	0,7483	0,5775	0,3960	0,2165	0,6501
Peru	0,7496	0,5710	0,3996	0,2201	0,0206	-0,1739	0,2974
Portugal	0,8166	0,7135	0,5886	0,4550	0,3101	0,1631	0,5076
Suécia	1,2347	1,0897	0,9291	0,7669	0,5980	0,4182	0,8391
Suíça	1,3710	1,2310	1,0657	0,8995	0,7292	0,5502	0,9740
Tailândia	0,3560	0,2576	0,1533	0,0506	-0,0247	-0,1177	0,1124
Trinidad Tobago	0,5177	0,4000	0,2737	0,1157	-0,0774	-0,2670	0,1601
Turquia	0,5308	0,4100	0,2677	0,1301	-0,0031	-0,1522	0,1969
Venezuela	0,8654	0,7103	0,5281	0,3170	0,1060	-0,1026	0,4035
Média	0,9079	0,7787	0,6341	0,4783	0,3187	0,1559	0,5453

Tabela A.4.3 Taxas anuais de variação percentual média da eficiência de escala

País	Período						
	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-00	1970-2000
Alemanha	0,0137	0,0229	0,0304	0,0305	0,0497	0,0392	0,0311
Austrália	0,0005	0,0163	0,0312	0,0485	0,0396	0,0659	0,0337
Áustria	-0,0054	0,0119	0,0205	0,0233	0,0351	0,0359	0,0202
Bélgica	-0,0501	-0,0277	-0,0088	-0,0038	0,0007	0,0061	-0,0139
Bolívia	-0,0443	-0,0226	-0,0003	0,0039	0,0140	0,0359	-0,0022
Brasil	0,0457	0,0884	0,0842	0,1097	0,1026	0,1155	0,0910
Canadá	0,0227	0,0394	0,0377	0,0535	0,0406	0,0621	0,0427
Chile	-0,0166	0,0032	0,0153	0,0530	0,1014	0,1415	0,0496
Colômbia	-0,1516	-0,1074	-0,0739	-0,0391	-0,0148	0,0067	-0,0634
Coréia	-0,0459	0,0195	0,0667	0,1171	0,1615	0,1334	0,0754
Costa Rica	-0,1676	-0,1156	-0,0543	-0,0272	-0,0050	0,0121	-0,0596
Dinamarca	-0,0658	-0,0330	-0,0111	-0,0084	0,0001	0,0062	-0,0187
Equador	-0,0995	-0,0588	0,0009	0,0239	0,0414	0,0482	-0,0073
Espanha	0,0009	0,0209	0,0254	0,0361	0,0399	0,0426	0,0276
Estados Unidos	0,0367	0,0548	0,0560	0,0603	0,0635	0,1045	0,0626
Finlândia	0,0201	0,0240	0,0358	0,0434	0,0164	0,0257	0,0276
França	0,0630	0,0609	0,0616	0,0596	0,0481	0,0452	0,0564
Grã-Bretanha	0,0437	0,0460	0,0399	0,0620	0,0428	0,0675	0,0503
Grécia	-0,1689	-0,0757	-0,0258	-0,0098	-0,0009	0,0044	-0,0461
Holanda	-0,0019	0,0101	0,0151	0,0258	0,0297	0,0407	0,0199
Hong Kong	-0,2666	-0,2658	-0,1494	-0,0816	-0,0569	-0,0126	-0,1389
Irlanda	-0,1110	-0,1056	-0,0574	-0,0183	-0,0262	-0,0326	-0,0585
Islândia	-0,0563	-0,0231	-0,0042	0,0063	0,0111	0,0279	-0,0064
Itália	-0,0320	-0,0130	0,0000	0,0073	0,0090	0,0120	-0,0028
Jamaica	-0,0201	0,0062	0,0182	0,0202	0,0487	0,0497	0,0205
Japão	0,0494	0,0599	0,0723	0,0926	0,0913	0,0622	0,0713
Jordânia	-0,2223	-0,3192	-0,2225	-0,0761	-0,0855	-0,0161	-0,1570
México	-0,0913	-0,0416	0,0090	0,0359	0,0552	0,0752	0,0071
Noruega	-0,0262	-0,0131	-0,0005	0,0085	0,0098	0,0247	0,0005
Nova Zelândia	-0,0836	-0,0299	-0,0191	-0,0026	0,0052	0,0168	-0,0189
Peru	-0,0449	-0,0271	-0,0033	0,0121	0,0162	0,0400	-0,0012
Portugal	-0,1404	-0,1141	-0,0548	-0,0255	-0,0086	0,0027	-0,0568
Suécia	-0,0194	-0,0038	0,0043	0,0165	0,0128	0,0165	0,0045
Suíça	-0,0282	-0,0040	0,0026	0,0103	0,0127	0,0087	0,0003
Tailândia	-0,1683	-0,1161	-0,0613	-0,0240	0,0166	0,0308	-0,0537
Trinidad Tobago	-0,1790	-0,1441	-0,0837	-0,0092	-0,0095	-0,0069	-0,0721
Turquia	-0,0113	0,0230	0,0497	0,0894	0,0815	0,1041	0,0561
Venezuela	-0,1301	-0,1031	-0,0190	-0,0086	0,0001	0,0093	-0,0419
Média	-0,0566	-0,0331	-0,0045	0,0188	0,0261	0,0382	-0,0019

Tabela A.4.4 Taxas anuais de variação percentual média da eficiência alocativa

País	Período						
	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-00	1970-2000
Alemanha	-0,0290	0,0283	0,0303	0,0532	0,0564	0,0511	0,0317
Austrália	0,0477	0,0731	0,0378	0,0403	0,0318	0,0624	0,0489
Áustria	0,2445	0,3107	0,1457	0,1496	0,1563	0,1761	0,1971
Bélgica	0,1415	0,2214	0,0870	0,0978	0,1197	0,1349	0,1337
Bolívia	-0,1135	-0,0805	0,2699	0,3687	0,1899	0,0220	0,1092
Brasil	-0,6431	-0,4987	-0,0836	0,0724	0,0276	-0,0215	-0,1915
Canadá	0,1330	0,1818	0,1162	0,1909	0,0854	0,1346	0,1403
Chile	-0,0481	-0,0740	0,0256	-0,3275	-0,5299	-0,3833	-0,2231
Colômbia	-0,2127	-0,1377	-0,0883	-0,0864	-0,0979	-0,0125	-0,1059
Coréia	-0,7935	-0,6255	-0,1384	0,0712	0,3893	0,2045	-0,1497
Costa Rica	-0,1116	-0,0515	-0,0283	-0,0136	0,0421	-0,0044	-0,0279
Dinamarca	0,2301	0,2000	0,0758	0,1645	0,0670	0,1650	0,1504
Equador	-0,8696	-1,1959	-0,3550	-0,1642	-0,1202	0,0799	-0,4385
Espanha	0,0466	0,1290	0,0345	0,0603	0,0931	0,1424	0,0843
Estados Unidos	0,1640	0,2379	0,2406	0,2472	0,1353	0,2343	0,2099
Finlândia	0,1361	0,1626	0,1630	0,3014	0,0296	0,0240	0,1361
França	0,2196	0,2720	0,1595	0,1951	0,1427	0,1129	0,1836
Grã-Bretanha	0,5192	0,3574	0,1310	0,3485	0,1634	0,2168	0,2893
Grécia	-2,6437	-1,0447	-0,3703	-0,1681	-0,1109	-0,1857	-0,7580
Holanda	0,1254	0,0940	0,0240	0,0564	0,0774	0,1227	0,0833
Hong Kong	-0,2150	-0,3287	-0,2961	-0,1625	-0,1801	-0,1078	-0,2150
Irlanda	0,1687	0,3228	0,1938	0,0421	0,0065	-0,0817	0,1086
Islândia	0,0163	0,1213	0,0953	0,0260	0,0303	0,2034	0,0821
Itália	-0,0347	0,0191	-0,0271	-0,0293	-0,0338	-0,0471	-0,0255
Jamaica	0,0135	-0,0809	-0,0515	-0,0093	0,0313	0,0535	-0,0072
Japão	-0,3132	0,0962	0,0847	0,1078	0,1785	0,1926	0,0576
Jordânia	-0,1459	-0,6565	-0,4513	-0,0167	0,0935	0,0009	-0,1964
México	-0,2682	-0,2091	-0,2337	-0,0362	-0,0921	-0,1652	-0,1674
Noruega	-0,0147	-0,0162	-0,0524	-0,0351	0,0027	-0,0324	-0,0247
Nova Zelândia	0,0015	0,0925	0,0356	0,0008	0,0018	-0,0281	0,0173
Peru	0,0535	0,0039	-0,1420	0,1521	0,2773	-0,0168	0,0546
Portugal	0,4131	0,3566	0,0818	0,0354	0,0816	0,2343	0,2004
Suécia	0,3117	0,2407	0,1471	0,2399	0,0499	0,0648	0,1756
Suíça	-0,0480	0,0500	0,0461	0,1087	0,0537	0,0576	0,0447
Tailândia	-1,4788	-1,2703	-1,0293	-1,1096	-1,7659	-0,6323	-1,2150
Trinidad Tobago	-0,0966	-0,2585	-0,0437	0,0264	-0,0614	0,0062	-0,0713
Turquia	-0,7229	-0,7432	-0,2525	-0,9223	-0,3857	-0,3913	-0,5699
Venezuela	-0,1219	-0,1417	0,2295	0,2508	0,2699	0,2111	0,1161
Média	-0,1563	-0,1011	-0,0313	0,0086	-0,0130	0,0210	-0,0454

Anexo 5

Tabela A.5.1 Coeficientes da função translog, modelo de efeitos fixos

lnY	Coeficientes	Erro Padrão	t	P>t	Intervalo de confiança 95%	
					inferior	superior
α_K	0,70033	0,02176	32,19	0,0%	0,65757	0,74308
α_L	-0,01752	0,06143	-0,29	77,6%	-0,13822	0,10318
λ_t	0,02792	0,00637	4,38	0,0%	0,01540	0,04043
α_{KK}	-0,04233	0,02000	-2,12	3,5%	-0,08162	-0,00303
α_{KL}	0,03674	0,02459	1,49	13,6%	-0,01159	0,08507
δ_{Kt}	0,00926	0,00365	2,53	1,2%	0,00208	0,01644
α_{LL}	0,06902	0,05224	1,32	18,7%	-0,03363	0,17167
δ_{Lt}	-0,01569	0,00412	-3,81	0,0%	-0,02378	-0,00760
λ_{tt}	-0,00380	0,00193	-1,97	5,0%	-0,00760	0,00000
α_0	-0,08340	0,05069	-1,65	10,1%	-0,18301	0,01621
Num. de obs. = 540				R^2 (total) = 86,39%		

Tabela A.5.2 Coeficientes da função translog, modelo de efeitos aleatórios

lnY	Coeficientes	Erro Padrão	t	P>t	Intervalo de confiança 95%	
					inferior	superior
α_K	0,55753	0,01296	43,03	0,00000	0,53213	0,58292
α_L	0,43350	0,01748	24,80	0,00000	0,39923	0,46776
λ_t	0,01864	0,00321	5,81	0,00000	0,01235	0,02494
α_{KK}	-0,05687	0,01663	-3,42	0,00100	-0,08946	-0,02429
α_{KL}	0,06398	0,01597	4,01	0,00000	0,03267	0,09529
δ_{Kt}	0,01896	0,00309	6,14	0,00000	0,01291	0,02501
α_{LL}	-0,03494	0,01842	-1,90	0,05800	-0,07104	0,00117
δ_{Lt}	-0,01728	0,00331	-5,22	0,00000	-0,02377	-0,01079
λ_{tt}	-0,00983	0,00196	-5,03	0,00000	-0,01367	-0,00600
α_0	0,03136	0,03128	1,00	0,31600	-0,02995	0,09267
Num. de obs. = 540		R^2 (total) = 98,56%			Hausman = 118,32; Prob > Chi^2 = 0,00000	

Tabela A.5.3 Taxas qüinqüenais de variação percentual média do progresso tecnológico – modelo de efeitos fixos

País	Período								
	60-65	65-70	70-75	75-80	80-85	85-90	90-95	95-00	1960-2000
Argentina	3,9490	3,6378	3,3381	3,0799	2,7732	2,3398	1,8651	1,4279	2,7981
Austrália	5,2611	4,9447	4,6082	4,2477	3,8846	3,5175	3,1598	2,8089	4,0509
Áustria	5,2200	5,1529	5,0457	4,8651	4,5837	4,2681	3,9604	3,6583	4,5929
Bélgica	5,2001	5,0067	4,8138	4,5771	4,2755	3,9596	3,6708	3,3839	4,3592
Bolívia	4,2118	3,7367	3,2978	2,8701	2,3779	1,7926	1,1978	0,6702	2,5128
Brasil	1,9354	1,6723	1,4459	1,2526	0,9552	0,6054	0,2385	-0,1569	0,9913
Canadá	4,8644	4,4688	4,0724	3,7127	3,3778	3,0448	2,6956	2,3341	3,5681
Suíça	6,3029	6,1094	5,9037	5,6578	5,3148	4,9567	4,5959	4,2238	5,3808
Chile	3,6992	3,3365	2,9554	2,5352	2,0897	1,7059	1,4528	1,2631	2,3763
China	-1,2670	-1,6711	-2,0369	-2,3513	-2,6869	-2,9693	-3,1349	-3,2418	-2,4222
Colômbia	2,8542	2,4550	2,0732	1,6900	1,2969	0,9197	0,5551	0,1615	1,4969
Costa Rica	4,7421	4,3172	3,9513	3,6239	3,2329	2,8219	2,4324	2,0006	3,3865
Dinamarca	6,0078	5,8038	5,5989	5,3504	5,0290	4,6969	4,3650	4,0356	5,1089
República Dominicana	3,2240	2,8098	2,5083	2,2776	1,9620	1,6246	1,3009	0,9420	2,0786
Equador	3,1523	2,7586	2,4447	2,2482	1,9728	1,5515	1,0996	0,6311	1,9793
Espanha	3,6312	3,5468	3,4479	3,2495	2,9422	2,6131	2,3117	2,0257	2,9695
Finlândia	5,6555	5,4183	5,2274	5,0195	4,7560	4,5075	4,2124	3,8504	4,8293
França	4,1692	3,9637	3,7803	3,5509	3,2458	2,9236	2,6186	2,2959	3,3166
Grã-Bretanha	3,8108	3,5861	3,3770	3,1158	2,7925	2,4881	2,1964	1,8710	2,9027
Alemanha	4,0310	3,9276	3,7159	3,4128	3,0669	2,7255	2,4257	2,1375	3,1782
Grécia	3,9122	3,9585	4,0229	3,9569	3,6976	3,3654	3,0074	2,6696	3,5727
Guatemala	3,1468	2,7569	2,4351	2,2134	1,9255	1,4828	1,0351	0,5957	1,9457
Hong Kong	4,5874	4,4413	4,1897	3,9528	3,8032	3,6835	3,5268	3,2943	3,9340
Honduras	3,2994	2,9167	2,5868	2,2470	1,8318	1,3453	0,9500	0,6064	1,9690
Indonésia	-0,2305	-0,6257	-0,8800	-0,9801	-1,0926	-1,2562	-1,4402	-1,6973	-1,0263
Índia	-1,2040	-1,5746	-1,9483	-2,3054	-2,6489	-2,9702	-3,2692	-3,5598	-2,4381
Irlanda	5,5132	5,2313	4,9570	4,6903	4,4172	4,1101	3,7602	3,4560	4,5148
Islândia	7,9395	7,6787	7,4266	7,1525	6,8450	6,4836	6,0926	5,7295	6,9160
Itália	3,7464	3,5703	3,3918	3,1956	2,9329	2,6390	2,3442	2,0422	2,9812
Jamaica	4,8208	4,7268	4,5541	4,1090	3,5382	3,0655	2,7129	2,3504	3,7308
Japão	3,3327	3,2642	3,2247	3,1092	2,8927	2,6424	2,4093	2,1772	2,8808
Coréia	2,3310	2,1565	2,0466	1,9202	1,7797	1,6239	1,5390	1,4054	1,8498
México	2,5090	2,2536	1,9954	1,7345	1,4288	1,0172	0,5655	0,1636	1,4555
Ilhas Maurício	3,0350	2,7222	2,4489	2,2179	2,0348	1,7633	1,4893	1,2800	2,1224
Holanda	5,3356	5,0401	4,7486	4,4073	4,0226	3,6637	3,3484	3,0454	4,1986
Noruega	6,3464	6,0449	5,7793	5,5390	5,2625	4,9614	4,6424	4,3127	5,3591
Nova Zelândia	6,1737	5,8735	5,5629	5,2409	4,8964	4,5132	4,1059	3,7135	5,0069
Paquistão	-0,0690	-0,3092	-0,6626	-1,0227	-1,3166	-1,5824	-1,8396	-2,1564	-1,1222
Peru	3,9973	3,6700	3,2250	2,7359	2,2777	1,8079	1,2884	0,7950	2,4691
Filipinas	1,7830	1,5128	1,2254	0,9975	0,7236	0,2818	-0,2041	-0,6561	0,7049
Portugal	3,8341	3,7554	3,7083	3,5667	3,3394	3,1192	2,8708	2,6225	3,3512
Paraguai	3,8503	3,4568	3,0704	2,7988	2,5725	2,2473	1,8525	1,4260	2,6565
Cingapura	4,6004	4,4873	4,5788	4,6356	4,5512	4,3432	4,0539	3,7667	4,3767
El Salvador	3,8245	3,4489	3,1029	2,8449	2,5030	2,0151	1,5146	1,0611	2,5355
Suécia	5,6335	5,4201	5,2076	4,9567	4,6485	4,3354	3,9991	3,6319	4,7270
Tailândia	1,3173	1,1683	0,9908	0,7527	0,5120	0,2981	0,2028	0,0861	0,6651
Uruguai	5,2602	4,8190	4,4377	4,1243	3,7689	3,3427	2,9105	2,5341	3,8959
Estados Unidos	3,5317	3,1636	2,8016	2,4497	2,1279	1,8236	1,4941	1,1463	2,3144
Venezuela	4,6262	4,2204	3,7983	3,3327	2,8068	2,2210	1,6468	1,0916	2,9613
Sri Lanka	1,7117	1,2773	0,8671	0,5276	0,3254	0,1081	-0,1870	-0,4916	0,5150
Luxemburgo	7,8858	7,5727	7,2363	6,8810	6,5271	6,2178	5,9543	5,6998	6,7443
Nicarágua	4,0405	3,6586	3,2956	2,8414	2,3146	1,7858	1,1974	0,6387	2,4654
Panamá	4,5190	4,2821	4,1111	3,8667	3,4852	2,9957	2,5399	2,2371	3,5016
Trinidad Tobago	5,1839	5,0253	4,7928	4,5503	4,2861	3,9629	3,5310	3,0773	4,2989
Egito	1,2897	0,9893	0,6371	0,4441	0,3034	0,0822	-0,2695	-0,6990	0,3453
Israel	5,0644	4,8699	4,7603	4,6353	4,3570	3,9865	3,5698	3,1645	4,2991
Jordânia	4,2033	3,7463	3,3207	3,1454	3,0242	2,6549	2,0556	1,4574	2,9476
Marrocos	2,3360	1,9334	1,6333	1,4114	1,1693	0,8206	0,4195	0,0044	1,2134
Síria	3,3884	3,1658	2,8582	2,7102	2,5620	2,1820	1,7423	1,3199	2,4890
Turquia	2,1541	1,8514	1,5693	1,3019	0,9466	0,6033	0,3094	-0,0189	1,0871

Bibliografia

Adelman, Irma and Cynthia Taft Morris (1973): *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries.* Stanford: Stanford University Press.

Afriat, S. N. (1972): “Efficiency Estimation of Production Functions”, *International Economic Review*, 13, 568-598.

Aghion, Philippe, E. Caroli, and C. Garcia-Peñalosa (1999): “Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories”, *Journal of Economic Literature*, 37(4): 1615-1660.

Ahluwalia, Montek S. (1974): "Income Inequality: Some Dimensions of the Problem," in Hollis B. Chenery et al. (eds.), *Redistribution with Growth*, Oxford: Oxford University Press.

Ahluwalia, Montek S. (1976a): "Income Distribution and Development: Some Stylized Facts," *American Economic Review*, May, 1976, 128-135.

Ahluwalia, Montek S. (1976b): "Inequality, Poverty and Development," *Journal of Development Economics*, 1976, 3, 307-342.

Aigner, D. J. and S. F. Chu (1968): On Estimating the Industry Production Function, *American Economic Review*, 58, no.4, 826-839.

Aigner, D., C. A. K. Lovell, and P. Schmidt (1977): “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models”, *Journal of Econometrics* 6, 21–37.

Álvarez Pinilla, Antonio (Coord.) (2001): *La Medición de la Eficiencia y la Productividad*. Pirámide: Madrid.

Anand, Sudhir and Martin Ravallion (1993): "Human Development in Poor Countries: On the Role of Private Incomes and Public Services," *Journal of Economic Perspectives*, Winter.

Anand, Sudhir and S.M.R. Kanbur (1993a): “Inequality and Development: A Critique" *Journal of Development Economics*, 41 (1) 19-43.

Anand, Sudhir and S. M. R. Kanbur (1993b): "The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship", *Journal of Development Economics*, 40(1), pp. 25-52.

Bandeira, A.C. (2005): Abertura comercial, reestruturação produtiva e evolução da produtividade: uma investigação sobre o desenvolvimento econômico latino-americano de 1970 a 2000. Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia Administração e Contabilidade. São Paulo, 2005.

Battese, G. and T. Coelli (1988): “Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data.” *Journal of Econometrics*, 38, 387–99.

Battese, G. and T. Coelli (1992): “Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India.” *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153–69.

Battese, G. and T. Coelli (1995): “A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data.” *Empirical Economics* 20(2), 325–332.

Boles, J. N. (1966): “Efficiency Squared – Efficient Computation of Efficiency Indexes.” *Proceedings of the Thirty Ninth Annual Meeting of the Western Farm Economics Association*, 137–142.

Bourguignon, F. and C. Morrisson (1998): “Inequality and Development: The Role of Dualism.” *Journal of Development Economics*, 57, 233–257.

Bruno, Michael, Martin Ravallion, and Lyn Squire (1998): "Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues," in Vito Tanzi and Ke-Young Chu, eds., *Income Distribution and High-Quality Growth*. (Cambridge and London: MIT Press).

Cline, William (1975): "Distribution and Development: A Survey of the Literature.", *Journal of Development Economics*, 1, 359-400.

Coelli, T. J. (1995): “Estimators and Hypothesis Tests for a Stochastic Production Function: A Monte Carlo Analysis.”, *Journal of Productivity Analysis*, 6, 247-268.

Coelli, T., Antonio Estache, Sergio Perelman, Lourdes Trujillo (2003): A Primer for Efficiency Measurement for Utilities and Transport Regulators. World Bank

Coelli, T., D. S. P. Rao and G. Battese (1998): *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Boston: Kluwer.

Cornwell, C., P. Schmidt and R. Sickles (1990): “Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels.” *Journal of Econometrics* 46, 185–200.

Cornwell, C. and J. Wächter (1999): Productivity Convergence and Economic Growth: a Frontier Production Approach. *Working Paper* B6 1999. Zentrum für Europäische Integrationsforschung – Center for European Integration Studies. Rheinische Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn.

Cuesta, R. A. (2001): “A Production Model with Firm-Specific Temporal Variation in Technical Inefficiency: with Application to Spanish Dairy Farms.” *Journal of Productivity Analysis*, 13, 139-158.

Debreu, G. (1951): “The Coefficient of Resource Utilization.” *Econometrica*, vol. 19, 3, 273-292.

Deininger, K. and Lyn Squire (1996): “A New Data Set Measuring Income Inequality.” *The World Bank Economic Review*, 10 (3).

Deininger, K. and Lyn Squire (1998): “New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth”. *Journal of Development Economics*, vol. 57, p 259-287, 1998.

Farrel, M. J. (1957): “The Measurement of Productive Efficiency”, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, Vol. 120, 3.

Fields, G. S. e George H. Jakubson (1994): "New Evidence on the Kuznets Curve", Cornell University.

Fishlow, Albert, (1995): "Inequality, Poverty and Growth: Where Do We Stand?" Annual Bank Conference on Development Economics, World Bank, May.

Glomm, G and B. Ravikumar (1994): “Equilibrium Theories of the Kuznets Curve”, In Conference on Income Distribution and Economic Development, Madrid, Spain, 15-18.

Glomm, G and B. Ravikumar (1995): “Teorías de Equilibrio de la Curva de Kuznets: Una Revisión”, *Cuadernos Económicos*, 61: 79-94.

Greene, W. H. (1980a): “Maximum Likelihood Estimation of Econometric Frontier Functions”, *Journal of Econometrics*, 13, 27-56.

Greene, W. H. (1980b): “On the Estimation of a Flexible Frontier Production Model”, *Journal of Econometrics*, 13, 101-115.

Greene, W. H. (1993): “The Econometric Approach to Efficiency Analysis”. In H. Fried, C. A. K. Lovell, and S. Schmidt. (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. New York: Oxford University Press.

Greene, W. H. (1997): “Frontier Production Functions”. In H. Pesaran and P. Schmidt. (eds.), *Handbook of Applied Econometrics*, Vol. 2.

Heshmati, A., and S. C. Kumbhakar. (1994): “Farm Heterogeneity and Technical Efficiency: Some Results from Swedish Dairy Farms.” *Journal of Productivity Analysis* 5(1), 45–61.

Jha, S.K. (1996), “The Kuznets Curve: A Reassessment,” *World Development*, 24, 773-780.

Jondrow, J., C. A. K. Lovell, I. Materov, and P. Schmidt. (1982): “On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Model.” *Journal of Econometrics* 19, 233–238.

Koopmans (1951): “Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities, in Koopmans, 1951”. *Activity Analysis of Production and Allocation*, Cowles Comission.

Kumbhakar, S. C. and C. A. K Lovell (2000): *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Kumbhakar, S. C. (1987): “Production Frontiers and Panel Data: An Application to U.S. Class 1 Railroads.” *Journal of Business & Economic Statistics* 5, 249–255.

Kumbhakar, S. C. (1990): “Production Frontiers, Panel Data and Time-Varying Technical Inefficiency.” *Journal of Econometrics* 46, 201–211.

Kumbhakar, S. C., and A. Heshmati (1995): “Efficiency Measurement in Swedish Dairy Farms: An Application of Rotating Panel Data.” *American Journal of Agricultural Economics* 77(3), 660–674.

Kumbhakar, S. C., and L. Hjalmarsson (1995): “Labor-Use Efficiency in Swedish Social Insurance Offices.” *Journal of Applied Econometrics* 10(1), 33–47.

Kumbhakar, S. C., S. Ghosh, and J. T. McGuckin (1991): “A Generalized Production Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in U.S. Dairy Farms.” *Journal of Business & Economic Statistics* 9, 279–286.

Kuznets, Simon (1955): "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review*, March, 1-28.

Kuznets, Simon (1963): "Quantitative Aspects of the Economic Growth of Nations: VIII, Distribution of Income By Size," *Economic Development and Cultural Change*, January, Part 2, 1-80.

Lee, L. F. (1983): “A Test for Distributional Assumptions for the Stochastic Frontier Functions.” *Journal of Econometrics*, 22, 245-267.

Lee, Y. H., and P. Schmidt (1993): “A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Efficiency.” In H. Fried, C. A. K. Lovell, and S. Schmidt. (eds.), *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. New York: Oxford University Press.

Lindert, P. and J. G. Williamson (1985): “Essays in Exploration: Growth, Equality and History.” *Explorations in Economic History*, 22, 341-377.

Lydall, H. (1977): “Income Distribution During the Process of Development.” Geneva: International Labour Office.

Meeusen, W., and J. van den Broeck (1977): “Efficiency Estimation from Cobb–Douglas Production Functions with Composed Error.” *International Economic Review* 18, 435–444.

Nehru, V. & Dhareshwar, A. (1993): A New Data Base on Physical Capital Stock: Sources, Methodology and Results. *Revista de Análisis Económico*, Vol. 8, No. 1, 37-59.

Nielsen F. (1994): Income Inequality and Industrial Development: Dualism Revisited.” *American Sociological Review*, October.

Olson, J. P. Schmidt and D. Waldman (1980): “A Monte Carlo Study of Estimators of Stochastic Frontier Production Function”, *Journal of Econometrics*, 13, 67–82.

Perotti, R. (1996): “Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say.” *Journal of Economic Growth*, 1, 149-187.

Pires, J. O. (2004): *Produtividade das Nações: uma abordagem de fronteiras estocásticas*. Fundação Getulio Vargas, Escola de Administração de Empresas de São Paulo. São Paulo, 2004.

Pitt, M. M., and L. F. Lee (1981): “Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry.” *Journal of Development Economics*, 9, 43–64.

Randolph, S. M. and W. F. Lott (1993): "Can the Kuznetz Effects Be Relied on to Induce Equalizing Growth?” *World Development*, 21(5), 829-840.

Rao, D.S.P. and T.J. Coelli (1999): *Economic Growth, Productivity Change And Inequality: Methodology for the Assessment of Economic Performance of Nations*, Centre for Efficiency and Productivity Analysis Department of Econometrics University of New England, Armidale, Australia, mimeo

Ravallion, Martin (1995): "Growth and Poverty: Evidence for the Developing World", *Economics Letters*, pp. 411-417.

Reifschneider, D. and R. Stevenson (1991): “Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency.” *International Economic Review* 32, 715–723.

Richmond, J. (1974): “Estimating the Efficiency of Production”, *International Economic Review*, 15 (2): 515-521.

Saith, A. (1983): “Development and Distribution: A Critique of the Cross Country U Hypothesis.”, *Journal of Development Economics*, December.

Schmidt, P., and C. A. K. Lovell (1979): “Estimating Technical and Allocative Inefficiency Relative to Stochastic Production and Cost Frontiers”, *Journal of Econometrics*, 9, no.3, 343-366.

Schmidt, P., and R. Sickles (1984): “Production Frontiers and Panel Data.”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2(4), 367–74.

Schmidt, P., and T. F. Lin (1984): “Simple Test of Alternative Specification in Stochastic Frontier Models”, *Journal of Econometrics*, 13, 57-66.

Schultz, T. Paul, (1998): "Inequality in the Distribution of Personal Income in the World: How Is It Changing and Why?”, *Journal of Population Economics*, June, v11, n3, 307-344.

Seale, J. L. Jr. (1990): “Estimated Stochastic Frontier Systems with Unbalanced Panel Data: The Case of Floor Tile Manufacturers in Egypt.” *Journal of Applied Econometrics* 5, 59–74.

Shephard. R.W. (1953): *Cost and Production Functions*, Princeton University Press, Princeton.

Stevenson, R. (1980): “Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation”, *Journal of Econometrics*, 13, 57-66.

Stiglitz, J. E. (1969): “Distribution of Income and Wealth Among Individuals”, *Econometrica*, Vol. 37, n° 3, Julho, 382-397

Timmer, C. P. (1971): “Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency”, *Journal of Political Economy*, 79, 776-794.

World Bank (2002): *World Development Indicators 2002*. CD-ROM. Washington D. C.

World Bank. *World Development Indicators*. CD-ROM, 2002.