

# PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E SUA DECOMPOSIÇÃO NA AMÉRICA LATINA

Débora Gaspar Feitosa<sup>1</sup>  
Almir Bittencourt da Silva<sup>2</sup>  
Jair Andrade de Araujo<sup>3</sup>  
Flavio Ataliba D.F. Barreto<sup>4</sup>

## RESUMO

O artigo trata da Produtividade Total dos Fatores e decomposição da PTF na América Latina no período de 1960 a 2000. Utiliza o modelo de fronteira estocástica com a inclusão de variáveis macroeconômicas de ineficiência técnica para os países da América Latina no período de quarenta anos. Pode-se constatar que essas variáveis têm em geral um impacto significativo na compreensão do comportamento da ineficiência técnica do conjunto da região, o que é assegurado pelo teste de verossimilhança. Dentre estas variáveis, as de maior efeito na explicação da ineficiência técnica dos países, ou seja, as que apresentam uma relação positiva com a ineficiência são os gastos do governo e a taxa de inflação. Já as variáveis que apresentam uma relação inversa com a ineficiência técnica, foram identificadas pelo o grau de abertura e os desvios dos preços locais em relação à paridade do poder de compra.

**PALAVRAS CHAVES: Ineficiência Técnica, Fronteira Estocástica.**

JET: O47; O54; O57

## ABSTRACT

This article deals with the Total Productivity of Factors and decomposition of TPF in Latin America in the period of 1960 the 2000. It uses the model of Stochastic Frontier including macroeconomic variables of technique inefficiency for the countries of Latin America during the period of forty years. It can be evidenced that those variables in general have a significant impact on the behavior of the inefficiency technique of the region, what it is assured by the statistic test. Among those variables, the ones that have bigger effect in the explanation of the inefficiency technique of the countries are the ones that present a positive relation with the inefficiency, those are the expenses of the government and the inflation tax. Already, variables that present an inverse relation with the inefficiency technique had been identified by the degree of opening and shunting lines of the local prices in relation to the parity of the purchase power.

**KEY WORDS: Technique inefficiency, Stochastic Frontier.**

JET: O47; O54; O57

---

<sup>1</sup> Doutora em Economia, Professora dos Cursos de Ciências Econômicas e Finanças da Universidade Federal do Ceará (UFC). Fone: (88) 36132829. E-mail: debgaspar@hotmail.com.

<sup>2</sup> Doutor em Economia, Professor da Pós-Graduação em Economia/CAEN da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: almir\_eco@ufc.br.

<sup>3</sup> Doutor em Economia, Professor do Curso de Mestrado em Economia Rural/MAER da Universidade Federal do Ceará (UFC). Fone: (85) 33669716. E-mail: jaraujoce@gmail.com.

<sup>4</sup> Doutor em Economia, Professor da Pós-Graduação em Economia/CAEN da Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: ataliba@ufc.br.

## PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E SUA DECOMPOSIÇÃO NA AMÉRICA LATINA

### 1 INTRODUÇÃO

A medida da contribuição do progresso técnico para o crescimento do produto *per capita* foi introduzida por Solow (1957), por meio do conceito de produtividade total dos fatores (PTF), quantificada a partir da utilização da função de produção Cobb-Douglas. No mencionado artigo, faz-se estimação da função de produção para a economia americana, considerando o período de 1909 a 1949, e identifica a existência de um resíduo, medido pela diferença entre as taxas de crescimento do produto real e as taxas ponderadas de crescimento dos fatores de produção capital e trabalho. Essa descoberta sobre a importância do progresso técnico obtida pela tentativa de decomposição da taxa de crescimento do produto real a partir das taxas de crescimento dos fatores de produção ficou conhecida como o “resíduo de Solow”.

A idéia do progresso técnico passou, então, a constituir uma expressão abreviada para qualquer deslocamento da função de produção. Estudos empíricos tendo como base a contabilidade do crescimento e inspiradas no modelo neoclássico passaram a indicar, no entanto, que um conjunto de causas poderiam estar fortemente relacionadas à medida do resíduo. Constatou-se que a partir do trabalho de Solow vários estudos empíricos, como os de Griliches (1996) que enfoca metodologias e amostras diversas, têm sido direcionados no sentido do entendimento dos componentes do mencionado resíduo, buscando quantificar a dimensão a mais aproximada possível da real medida da contribuição do progresso técnico para o crescimento do produto.

Este artigo trata da aplicação do procedimento de decomposição da medida da Produtividade Total dos Fatores (PTF) sugerida por Bauer (1990) e Kumbhakar (2000) para uma amostra de países da América Latina no período compreendido entre os anos de 1961 e 2000, tendo como base o modelo de fronteira estocástica de produção. A vantagem dessa abordagem encontra-se no fato de que a PTF pode ser decomposta em componentes que caracterizam o processo de produção geral. Assim, o procedimento utilizado possibilita a identificação dos componentes de eficiência técnica, que corresponde aos movimentos de uma economia em direção da fronteira de produção, e o componente que identifica o progresso técnico que se refere ao deslocamento da própria fronteira.

Uma vantagem do procedimento de Bauer (1990) e Kumbhakar (2000) diz respeito ao fato de que ao se admitir uma especificação de fronteira de produção flexível como no caso da translog, pode-se decompor a PTF nos componentes de eficiência técnica, eficiência alocativa, efeito de escala e progresso técnico. Assim, trata-se de um procedimento superior ao da decomposição da PTF usando o índice de Malmquist a partir de uma fronteira de produção restrita resultante da imposição de rendimentos constantes de escala utilizado em muitos outros estudos para decompor a produtividade. Neste caso, a PTF é decomposta em apenas dois componentes: variação na eficiência técnica e variação tecnológica, segundo Färe *et al.*(1992)

Neste artigo utiliza-se o modelo de fronteira estocástica para analisar a contribuição da PTF para o crescimento econômico de uma amostra de países da América Latina e, por conseguinte, a forma de composição das mudanças da produtividade total dos fatores destes países nos componentes de eficiência técnica, eficiência alocativa, efeito de escala e progresso técnico. Trata-se, portanto, de uma contribuição para a literatura empírica para a melhor compreensão dos reais fatores que contribuíram para o desempenho econômico dos países da amostra ao longo de 20 anos. Além disso, busca-se, simultaneamente, compreender a influência de um vetor de variáveis macroeconômicas sobre a eficiência

técnica dos países da amostra por meio da modelagem da ineficiência técnica conforme Battese e Coelli (1995).

Assim, o artigo compõe-se de seis seções. Na seção 2, faz-se uma breve explanação do modelo de fronteira estocástica e de procedimento de decomposição da PTF. Na seção 3, apresenta-se a fonte dos dados e amostra dos países usados na estimação, bem como o modelo econométrico utilizado. A seção 4 é dedicada à demonstração do cálculo da decomposição da PTF, de acordo com o procedimento de Bauer (1990) e Kumbhakar (2000). Na seção 5, são apresentados os resultados da estimação e da decomposição. Por fim, a última seção é dedicada às considerações finais.

## 2 FRONTEIRA ESTOCÁSTICA E DECOMPOSIÇÃO DA PTF

Utiliza-se a denominada análise de Fronteira Estocástica de Produção, que constitui um dos métodos adotados na literatura sobre ineficiência técnica, por meio do qual se obtém um dos componentes da Produtividade Total dos Fatores (PTF), denominado de eficiência técnica.

É uma abordagem que se utiliza de técnicas econométricas (paramétricas), cujos modelos de fronteira de produção tratam da ineficiência técnica e reconhecem o fato de que choques aleatórios, fora do controle dos produtores, podem afetar o produto. Desta forma, ao contrário das abordagens não paramétricas que assumem fronteiras determinísticas, a análise de fronteira estocástica permite desvios da fronteira, cujo erro, pode ser decomposto, permitindo a distinção entre alterações de eficiência técnica e choques aleatórios.

Nos modelos de fronteira determinística qualquer desvio em relação à fronteira de produção é atribuído à ineficiência técnica do produtor. Tais modelos ignoram o fato de que a produção pode ser afetada por choques aleatórios fora do controle do produtor, por exemplo, greves e condições ambientais sob a produção.

A análise de fronteira estocástica tem sua origem nos artigos de Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e Broeck (1977), seguidos dos trabalhos de Battese e Corra (1977). Estes trabalhos originais apresentam dentro do contexto de fronteira de produção, o termo de erro definido de modo estruturalmente composto. A partir daí, surgiram diversas colaborações de diferentes autores, sendo a de Battese e Coelli (1995), a que modela a ineficiência técnica como sendo variante ao longo do tempo, formalizando a ineficiência técnica de produção de fronteira estocástica para dados em painel. No presente artigo, adota-se o modelo proposto por Battese e Coelli (1995) e Coelli *et al.* (1998)

Dessa forma, o modelo de fronteira estocástica de produção pode ser descrito pela equação abaixo, onde  $y_{it}$  é o vetor de quantidades produzidas pelos vários países no período  $t$ ,  $X_{it}$  é o vetor de fatores de produção usados no período  $t$  e  $\beta$  é o vetor de parâmetros definindo a tecnologia de produção.

$$y_{it} = f(t, x_{it}, \beta) \cdot \exp(v_{it}) \cdot \exp(-u_{it}), u \geq 0 \quad i=1, \dots, N, t=1, \dots, T \quad (1)$$

Os termos  $v_{it}$  e  $u_{it}$  são vetores que representam componentes distintos do erro. O primeiro refere-se à parte aleatória do erro, com distribuição normal, independente e identicamente distribuída, truncada em zero e com variância constante  $\sigma^2$ , ( $v \sim \text{iid } N(0, \sigma^2)$ ), enquanto o segundo termo, representa a ineficiência técnica, ou seja, a parte que constitui um desvio para baixo com relação à fronteira de produção, o que pode ser inferido pelo sinal negativo e pela restrição  $u \geq 0$ . São variáveis aleatórias não negativas com distribuição normal truncada em zero, independentemente distribuída (não identicamente) com média  $\mu_{it}$  e variância constante  $\sigma_u^2$ , ou seja, ( $u \sim \text{NT}(\mu, \sigma_u^2)$ ). Os componentes de erro são independentes entre si e  $x_{it}$  é suposto ser exógeno, portanto, o modelo pode ser estimado pela técnica de máxima verossimilhança.

Diferentemente do modelo utilizado por Pires e Garcia (2004), nesse modelo, tem-se a vantagem de permitir que as ineficiências e as elasticidades dos insumos possam se alterar no tempo, possibilitando a identificação de mudanças na estrutura de produção.

Os efeitos da ineficiência técnica,  $e_{it}$ , tem sua especificação expressa sob as seguintes características:

$$e_{it} = z_{it}\delta + w_{it}$$

onde:  $z_{it}$  é um vetor de variáveis explicativas da ineficiência técnica da  $i$ -ésima unidade produtiva (país) e medida no tempo  $t$ ;  $\delta$  é um vetor de parâmetros associados às variáveis  $z_{it}$ ;  $w_{it}$  é uma variável aleatória com distribuição normal com média zero e variância  $\sigma_w^2$ . Deve-se notar que como se supõe que  $e_{it}$  tem distribuição normal truncada em zero, sua média corresponde a  $w_{it} = z_{it}\delta_t$ .

De acordo com essa formulação, define-se uma forma funcional apresentada posteriormente e a partir dela obtém a produtividade total dos fatores, que será então em seguida decomposta.

A decomposição da PTF, já fora bastante utilizada por alguns autores por meio do conhecido índice de Malmquist que compõe o índice de produtividade total em dois componentes, variação tecnológica e variação de eficiência. No entanto, em uma abordagem mais ampla Bauer (1990) e Kumbhakar (2000) propõem um tipo de decomposição que capta, além destes componentes. Nesta abordagem, são levados em conta os efeitos de escala de produção, e as mudanças na ineficiência alocativa dos fatores. Para esta abordagem, na seção seguinte, vê-se detalhadamente como podem ser incorporados tais componentes às análises de variações na produtividade total dos fatores.

### 3 METODOLOGIA

#### 3.1 Descrição da Amostra e Dados

Os dados utilizados foram de 19 (dezenove) países da América Latina, sendo eles: Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, República Dominicana, Equador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Jamaica, México, Nicarágua, Paraguai, Peru, Trinidad e Tobago, Uruguai e Venezuela. Analisados no período de 1960 a 2000, extraídos das fontes: *Penn World Table 6.1* (PWT 6.1)<sup>5</sup>, *World Development Indicators* (WDI), fornecido pelo Banco Mundial (BIRD), e *The International Monetary Fund's Dissemination Standards Bulletin Board* (DSBB – FMI), publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI).

As informações de capital humano correspondem a uma série de número médio de anos de educação de pessoas com mais de 15 anos de idade, ajustada para a frequência anual por meio de interpolações obtidas por Barro e Lee (2000). Esses dados foram usados por diversos autores, tais como Bittencourt (2004).

A variável Produto Interno Bruto (PIB), Trabalho (L), Gastos de consumo do Governo (G), Desvios dos Preços locais da PPP (DPPP), e grau de abertura (OPEN) foram retirados da *Penn World Table 6.1* (PWT 6.1). Sendo que a variável de abertura foi dividida em dois períodos, open 1 e open 2, onde o ponto de corte foi o ano de 1990, utilizando-se de *dummies* para identificar o período correspondente. A variável de capital (K) utilizada foi a série construída pelo pesquisador Samuel Pessoa da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

A taxa de Inflação foi obtida do *World Development Indicators* (WDI). No caso de alguns países, em face da dificuldade de obtenção dos dados, utilizou-se de outras fontes; no caso do Brasil, adotou-se o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas (FGV). Já em relação à Nicarágua, foram obtidos do DSBB-FMI.

A amostra consta de dados anuais dos 19 países e totalizou em 761 observações. Sendo utilizados dados de: capital, trabalho, Produto Interno Bruto – PIB, capital humano, gastos do governo, paridade de poder de compra, abertura comercial e inflação.

<sup>5</sup> *Penn World Table 6.1* é uma atualização da versão PWT 5.6

### 3.2 Modelo Econométrico

Para o cálculo da PTF, utiliza-se o método proposto inicialmente por Aigner, Leobel e Schmidt (1977) e Meusen e Broeck (1977) de fronteira estocástica de produção, o qual posteriormente foi aprimorado por Pitt e Lee (1981) e Schimidt e Sickles (1984), permitindo dessa maneira, a modelagem de dados em painel, a qual incorpora o componente de ineficiência técnica de produção, sendo com bases fundamentais pelos autores Battese e Coelli (1995), que sugerem que a ineficiência técnica é modelada por um vetor de variáveis.

De acordo com essa versão, modela-se uma forma funcional da fronteira de produção, juntamente com hipóteses distribucionais sobre a ineficiência técnica e os distúrbios, onde se obtém um estimador para cada um dos componentes da Produtividade Total dos Fatores e também um grau de eficiência técnica.

Primeiramente foi testado um modelo na forma funcional Cobb-Douglas e outro na forma translog, onde, de acordo com o teste de adequação, adotou-se a função translog como melhor forma funcional consistente com os dados.

Deste modo, a função de fronteira de produção translog para os 19 países da América Latina, no período de 1961 a 2000, ficou especificada da seguinte forma:

$$\ln Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 t + \alpha_3 \frac{1}{2} t^2 + \alpha_4 \ln K_{it} + \alpha_5 t \ln K_{it} + \alpha_6 \ln L_{it} + \alpha_7 t \ln L_{it} + \alpha_8 \frac{1}{2} (\ln K_{it})^2 + \alpha_9 \frac{1}{2} (\ln L_{it})^2 + \alpha_{10} \ln K_{it} \ln L_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (2)$$

Onde:

$Y_{it}$  = Produto Interno Bruto por país  $i$  no período  $t$

$K_{it}$  = estoque de capital físico por país  $i$  no período  $t$

$L_{it}$  = trabalho por país  $i$  no período  $t$

$\alpha_i$  = efeitos fixos, com a finalidade de captar heterogeneidades não observadas na amostra dos países.

$v_{it}$  = distúrbios aleatórios da função de produção que por hipótese segue uma distribuição normal com média zero e variância constante.

$u_{it}$  = ineficiência técnica de produção, modelado da seguinte forma:

$$u_{it} = \delta z_{it} + \omega_{it} \quad (3)$$

Onde,

$z_{it} = (z_{1t}, z_{2t}, z_{3t}, z_{4t}, z_{5t}, z_{6t})$ , corresponde a um vetor de variáveis que explicam a ineficiência técnica e sendo  $\delta$  um parâmetro associado a  $z_{it}$ .

$\omega_{it}$  = tem distribuição normal por hipótese  $N(0, \sigma_\omega^2)$

De acordo com a hipótese acima, assume-se também por hipótese que  $u_{it}$  é independentemente distribuída e com distribuição normal truncada em zero com média,  $w_{it} = \delta z_{it}$ , e variância constante,  $\sigma_\omega^2$ .

A escolha das variáveis utilizadas para modelagem do termo de ineficiência técnica baseia-se em uma série de trabalhos empíricos que utilizam esse procedimento para estimação de fronteiras paramétricas envolvendo dados agregados.

Como variáveis de ineficiência tem-se:

$z_{1t}$  = Efeito tendência

$z_{2t}$  = Gastos com consumo do governo em relação ao produto interno de cada país.

De acordo com alguns trabalhos empíricos que relacionam gastos de governo, espera-se que ele tenha efeito positivo na ineficiência, ou seja, quanto maior o gasto do governo, maior deverá ser a ineficiência técnica de produção.

$z_{3t}$  = corresponde ao logaritmo da unidade mais a taxa de inflação,  $\pi$ , ou seja,  $\ln(1 + \pi)$ . Utiliza-se essa expressão por considerar os efeitos não lineares da inflação sobre a ineficiência técnica. Segundo De Gregório, 1992, em alguns países ocorreram períodos de deflação, bem como períodos de hiperinflação, dessa forma, ao utilizar a expressão acima, atenua-se a influência dessas situações extremas sobre o termo de ineficiência. Espera-se que a inflação aumente a ineficiência técnica de produção.

$z_{4t}$  = corresponde à variável DPPP, desvio do nível de preços local em relação a paridade do poder de compra, tendo como país referencia os Estados Unidos da America. A utilização dessa variável, deve-se principalmente para controlar os efeitos das políticas de comércio que implementam desvalorizações no cambio real sobre a ineficiência técnica.

$z_{5t}$  = variável que caracteriza o grau de abertura, o qual é medido pela soma das exportações e importações em relação ao produto interno bruto de cada país. Essa variável foi desmembrada em duas: *open 1* e *open 2*, sendo que a primeira corresponde a influência do grau de abertura no período de 1960 a 1990, e a segunda no período correspondente entre 1990 a 2000. A expectativa é de que quanto maior for o grau de abertura, menor seu efeito na ineficiência técnica, pois espera-se que as economias mais abertas tenham maior acesso a importação de bens intermediários mais baratos, tecnologias mais avançadas e maior penetração a amplos mercados.

$z_{6t}$  = corresponde a variável do estoque de capital humano de cada país. Série relativa ao número médio de anos completados de educação formal pela população com mais de 15 anos de idade, ajustada para a frequência anual por meio de interpolação.

A estimação dos parâmetros das equações (2) e (3) é feita pelo método da máxima verossimilhança, o qual permite calcular as magnitudes das eficiências técnicas para cada um dos países da amostra.

### 3.3 Testes realizados

#### 3.3.1 Teste da Forma Funcional

Inicialmente estima-se a função de produção na forma Cobb-Douglas e em seguida na forma Translog, de forma que se comparam as duas pelo do teste de funcionalidade, para saber qual a melhor forma funcional a ser usado no estudo. A forma funcional Cobb-Douglas é comumente utilizada nos modelos de estimação de fronteira, no entanto, é um modelo simples associado a um número de propriedades restritas, sendo a principal delas a elasticidade e retornos de escala constantes Coelli *et al.* (1998). Assim sendo, de acordo com alguns estudos, foi utilizado o teste da forma funcional, o qual estima ambas formas, Cobb-Douglas e Translog, e testa a hipótese nula que a Cobb- Douglas é a forma adequada para representação dos dados, dada as especificações da translog. Isto pode ser testado usando o teste de máxima verossimilhança - *likelihood-ratio test* -, e utiliza a tabela de Kodde e Palm (1986) para comparação dos valores críticos dos resultados, dado os graus de liberdade. O teste de dá da seguinte forma:

Após a obtenção dos dois modelos, e seus respectivos valores de log-verossimilhança (LL), considera o valor da estatística da verossimilhança generalizada (LR) forma funcional e aplica o teste de hipótese:

$H_0$  : LL Cobb – Douglas

$H_1$  : LL Translog

E portanto, a razão de verossimilhança generalizada,

$LR = - 2 [\ln LL H_0 - \ln LL H_1]$

$LR > T_{KP}$  ( Tabela de Kodde e Palm, 1986) rejeita-se  $H_0$

Além deste teste apresentado entre a Cobb-Douglas e Translog, a fim de se buscar um modelo ideal para representação dos dados, foram conduzidos outros testes de formas funcionais, os quais se variaram apenas algumas das variáveis de ineficiência, no entanto,

alguns modelos não convergiram, não sendo possíveis assim, comparações entre os dois modelos.

### 3.3.2 Ausência de progresso técnico

Neste teste, considera-se que os coeficientes correspondentes as variáveis relacionadas ao tempo na função translog são iguais a zero ou não, ou seja, testa-se a hipótese de  $\alpha_2, \alpha_3, \alpha_5, \alpha_7$  da equação 2, serem iguais a zero. Dessa forma, tem-se:

$$H_0 : \alpha_2, \alpha_3, \alpha_5, \alpha_7 = 0$$

$$H_1 : \text{Translog Completa}$$

Usando a razão da verossimilhança generalizada,

$$LR = -2 [\ln LL H_0 - \ln LL H_1]$$

$LR > T_{KP}$  (Tabela de Kodde e Palm, 1986) rejeita  $H_0$

### 3.3.3 Efeito da ineficiência técnica na Função de Produção

Testa-se a inexistência da ineficiência técnica, ou seja, se de fato as variáveis de ineficiência são relativas ao modelo. Neste caso, toma-se o valor da log verossimilhança do modelo estimado sem estas variáveis e novamente aplica o teste de verossimilhança generalizada, comparando-se ao valor crítico da tabela de Kodde e Palm (1986). Os graus de liberdade aqui são correspondentes as variáveis de ineficiência.

Então tem-se:

$H_0$ : Inexistência de ineficiência técnica

$H_1$ : Hipótese alternativa: a ineficiência técnica deve ser considerada no modelo.

### 3.3.4 Ausência de efeitos fixos

Avalia-se o modelo sem a presença de efeitos fixos captados pelas *dummies* inseridas no modelo. Novamente estima-se o modelo, desconsiderando a presença dessas *dummies* e aplica o teste de verossimilhança generalizada, fazendo referência ao valor crítico da tabela de Kodde e Palm (1986).

No caso desta pesquisa, a estimação com ausência de efeitos fixos não convergiu após um grande número de iterações, portanto o modelo não pode ser estimado, sendo assim descartado para efeito de comparação.

## 4 DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES

### 4.1 Composição dos dados

Para decompor a produtividade total dos fatores, utilizaram-se os dados dos países para o desenvolvimento do modelo econométrico inicial, bem como dados calculados a partir deste modelo.

Mantiveram-se os dezenove países da amostra para o modelo econométrico, assim como o período de 1961 a 2000 para análise. Sendo principalmente utilizados: o capital (K), trabalho (L), Produto Interno Bruto (Y). Os fatores de participação  $s_K$  e  $s_L$  foram obtidos a partir de cálculo de dados da *Pen World Table 6.1* (PWT 6.1).

As elasticidades  $\varepsilon_K$  e  $\varepsilon_L$  foram calculadas a partir das respectivas derivadas da função de produção translog utilizada, em relação aos fatores de produção correspondentes.

### 4.2 Procedimento de Decomposição

Bauer (1990) e Kumbhakar (2000) sugeriram uma decomposição de produtividade que vai além das mudanças da produtividade, indo captar os efeitos de inovação técnica. Esta abordagem leva em consideração os efeitos de escala de produção. Para desenvolver essa decomposição, primeiramente estima-se o modelo das equações (2) e

(3). Uma vez o modelo sendo estimado, é possível “compor” a taxa de mudança da produtividade total dos fatores, a partir dos resultados.

De acordo com o modelo acima que foi utilizado por Pires e Garcia (2004), tendo como base a formulação proposta por Battese e Coelli (1993), pode-se estudar o impacto de cada componente da produtividade total dos fatores, havendo o ganho principalmente de poder considerar que os retornos de escala podem ser variáveis.

Dessa forma, os componentes da produtividade podem ser identificados após algumas manipulações algébricas da expressão que denota a parte determinística da fronteira de produção combinada com a expressão para o índice de mudança da produtividade:

$$g_{PTF} = \frac{\dot{y}}{y} - s_K \frac{\dot{K}}{K} - s_L \frac{\dot{L}}{L} \quad (4)$$

Da parte determinística temos:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{\partial \ln f(t, K, L, \beta)}{\partial t} + \varepsilon_K \frac{\dot{K}}{K} + \varepsilon_L \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\partial u}{\partial t} \quad (5)$$

Onde:

$s_K$  = a participação do capital na renda

$s_L$  = a participação do trabalho na renda

$\varepsilon_K$  = a elasticidade do capital

$\varepsilon_L$  = a elasticidade do trabalho

Denotam-se os retornos de escala (RTS) como a soma das elasticidades, ou seja:

$$RTS = \varepsilon_K + \varepsilon_L$$

E sendo,

$g_K$  = Taxa de crescimento de K

$g_L$  = Taxa de crescimento de L

Fazendo,  $\lambda_K = \frac{\varepsilon_K}{RTS}$  e  $\lambda_L = \frac{\varepsilon_L}{RTS}$ , e substituindo no índice, tem-se após algumas manipulações algébricas:

$$g_{PTF} = PT - u + (RTS - 1) \cdot [\lambda_K \cdot g_K + \lambda_L \cdot g_L] + [(\lambda_K - s_K) \cdot g_K + (\lambda_L - s_L) \cdot g_L] \quad (6)$$

Dessa maneira, a taxa de mudança na produtividade total dos fatores,  $g_{PTF}$ , pode ser decomposta em quatro elementos: progresso técnico, mudança na eficiência técnica, mudanças na escala de produção e mudanças na eficiência alocativa, descritas por:

O progresso técnico é representado pela derivada da função de produção em relação ao tempo:

$$PT = \frac{\partial \ln f(t, K, L, \beta)}{\partial t}$$

A mudança na eficiência técnica é denotada pelo coeficiente de ineficiência técnica com o sinal negativo,

$$-u$$

a) A mudança na escala de produção é dada pela expressão que contém os rendimentos de escala e taxas de crescimento do capital e trabalho, ou seja, pelo terceiro termo da equação (6):

$$(RTS - 1) \cdot [\lambda_K \cdot g_K + \lambda_L \cdot g_L]$$

b) As mudanças na eficiência alocativa, correspondem ao último termo da equação (6), que relaciona as proporções de rendimentos de escala, participações do capital e trabalho e taxas de crescimento, sendo então medidas por:

$$[(\lambda_K - s_K) \cdot g_K + (\lambda_L - s_L) \cdot g_L]$$

De acordo com essa metodologia que decompõe a produtividade nesses quatro componentes, pode-se avaliar o impacto separado de cada um deles, por exemplo, se tecnologia não sofre mudanças, ou seja, se no item a supracitado,  $PT=0$ , esta não contribuirá nos ganhos de produtividade. Da mesma maneira, a ineficiência técnica, sofrendo mudanças no tempo, impactará na taxa de variação, caso contrário, se  $-u=0$ , não influenciará, na taxa.

No que se refere às economias de escala, se estes forem constantes, ou seja, sendo  $RTS = 1$ , o terceiro componente da fórmula de variação de produtividade é nulo. No entanto, sendo  $RTS \neq 1$  a produtividade pode ter uma parcela de explicação pelos retornos de escala de produção.

Tomando  $\lambda_K + \lambda_L = 1$ , temos uma simetria nas distâncias da participação de K e L, em relação a  $\lambda$ , onde as participações do capital e trabalho são simétricas, e portanto possuem sinais opostos. Então, de acordo com um fator de realocação, implica que a intensidade de um determinado fator diminuirá a intensidade de outro, ou seja, a intensidade em capital resultará numa redução de trabalho e vice versa.

## 5 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

### 5.1 Estimação da Fronteira de Produção

Na Tabela 1.1 apresenta-se o modelo que corresponde a estimação da fronteira de produção na forma funcional translog, que foi o modelo que melhor se ajustou aos dados após os devidos testes já especificados.

Tabela 1.1 – Estimativa do modelo na forma funcional translog – 1961-2000

Fronteira estocástica normal/Modelo Normal-Truncada					Número de Obs = 761	
Log likelihood= 660.09297					Wald Chi2(28) = 214555.69	
					Prob>chi2 = 0.0000	
In Y	Coef.	Std.Err.	z	P >  z	[95% Conf. Interval]	
d1	0,505188	0,045636	11,07	0,000	0,4157431	0,5946329
d2	-0,453291	0,073439	-6,17	0,000	-0,5972283	-0,3093534
d3	0,502815	0,139190	3,61	0,000	0,2300075	0,7756227
d4	0,219935	0,040560	5,42	0,000	0,1404389	0,2994312
d5	0,429838	0,048953	8,78	0,000	0,3338919	0,5257834
d6	-0,710242	0,098941	-7,18	0,000	-0,9041622	-0,5163224
d7	-0,204121	0,079584	-2,56	0,010	-0,3601039	-0,0481388
d8	-0,302495	0,060527	-5,00	0,000	-0,4211252	-0,1838644
d9	0,158239	0,079870	1,98	0,048	0,0016967	0,3147808
d10	0,091171	0,072577	1,26	0,209	-0,0510777	0,2334192
d11	-0,730509	0,088951	-8,21	0,000	-0,9048490	-0,5561695
d12	-1,351401	0,089098	-15,17	0,000	-1,5260300	-1,1767720
d13	0,677346	0,074830	9,05	0,000	0,5306825	0,8240091
d14	-0,425293	0,097727	-4,35	0,000	-0,6168314	-0,2337522
d15	-0,392442	0,085263	-4,60	0,000	-0,5595547	-0,2253290
d16	-0,047521	0,030155	-1,58	0,115	-0,1066229	0,0115807
d17	-0,969056	0,130205	-7,44	0,000	-1,2242530	-0,7138594
d18	-0,628098	0,073269	-8,57	0,000	-0,7717017	-0,4844932
T	0,091168	0,016320	5,59	0,000	-0,0591806	0,1231555
t2	-0,000267	0,000076	-3,53	0,000	-0,0004154	-0,0001186
LI	-3,454548	0,579153	-5,96	0,000	-4,5819666	-2,3194300
Lk	1,473094	0,338182	4,36	0,000	0,8102696	2,1359190
Tll	-0,001955	0,001205	-1,62	0,105	-0,0043172	0,0004068
Tlk	-0,001682	0,000691	-2,44	0,015	-0,0030353	-0,0003286
Lllk	-0,024521	-0,024521	-0,71	0,475	-0,0918257	0,0427833
Llll	0,271323	0,271323	4,14	0,000	0,1427198	0,3999258
Lklk	-0,019250	0,024475	-0,79	0,432	-0,0672202	0,0287203
cons	23,779980	4,299561	5,53	0,000	15,3530000	32,2069700
<b>Ln u</b>						
T	0,005502	0,004514	1,22	0,223	-0,0033441	0,0143486
G	3,021351	0,504853	5,98	0,000	2,0318570	4,0108450
dppp	-0,434280	0,135932	-3,19	0,001	-0,7007017	-0,1678589
Lninf	0,861296	0,354214	2,43	0,015	0,1670487	0,5555430
open1	-0,403165	0,197025	-2,05	0,041	-0,7893265	-0,0170036
open2	0,068168	0,121021	-0,56	0,573	-0,1690297	0,3053653
lnKhu1	-0,079339	0,035345	-2,24	0,025	-0,1486145	-0,0100634
cons	0,573553	0,541744	1,06	0,290	-0,4882466	1,6353550
lnsigma2	-2,643919	0,222993	-11,86	0,000	-3,0809770	-2,2068610
llgtgamma	4,142943	0,464442	8,92	0,000	3,2326540	5,0532330
sigma2	0,071082	0,015851			0,0459144	0,1100456
gamma	0,984372	0,007145			0,9620448	0,9936519
sigma_u2	0,069971	0,015877			0,0388521	0,1010904
sigma_v2	0,001111	0,000432			0,0002649	0,0019568

Fonte: elaboração do autor, a partir da estimativa dos dados.

## 5.2. Análise das estimações

Após as estimações dos modelos, foram realizados os respectivos testes de forma funcional para escolha do melhor modelo, o teste de ausência de progresso técnico, o de ineficiência técnica e o teste de ausência de efeitos fixos.

De acordo com a Tabela 1.2, observa-se o resultado de alguns dos testes.

Tabela 1.2 – Teste da razão de verossimilhança dos parâmetros da fronteira estocástica de produção.

Teste	Hipótese Nula	Valor de $\lambda$	Valor Crítico	Decisão (nível de 5 %)
Forma Funcional	$H_0: \alpha_8 = \alpha_9 = \alpha_{10} = 0$	32,54	7,045	Rejeita $H_0$
Ausência de PT	$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_5 = \alpha_7 = 0$	76,32	10,51	Rejeita $H_0$
Inexistência de Inef. Técnica	$H_0: z_1 = z_2 = z_3 = z_4 = z_5 = z_6 = 0$	271,78	19,54	Rejeita $H_0$

\*  $\lambda$ : Teste estatístico da razão de verossimilhança no qual  $\lambda = -2 \{ \log [\text{verossimilhança } (H_0)] - \log [\text{verossimilhança } (H_1)] \}$ . Este teste tem uma distribuição aproximadamente qui-quadrado com graus de liberdade iguais ao número de restrições independentes.

No primeiro teste, foi testado o modelo 2 contra o modelo 3, usando a razão de Verossimilhança para verificar se a melhor forma funcional é a Cobb-Douglas ou a Translog. Decidiu-se pelo modelo 3 melhor se ajusta melhor aos dados em estudo, com a especificação da translog, pois sendo LL Cobb-Douglas = 643,82 e LL Translog = 660,09, a razão encontrada entre eles foi de:  $LR = -2 [643,82 - 660,09] \rightarrow LR = 32,54$  e enquanto que o valor da tabela de Kodde e Palm (1986) é de  $T \text{ K\&P} = 7,045$  (Valor crítico à direita da distribuição  $\chi^2$  a 5% com 3 graus de liberdade. Dessa maneira pode-se assumir que o modelo mais adequado para o problema em estudo é o da forma funcional translog.

Escolhida a forma funcional, testou-se em seguida a ausência de progresso técnico na função escolhida. De acordo com o teste descrito anteriormente, estima-se o modelo na forma funcional translog e na forma com ausência de progresso técnico, obtendo como resultado a rejeição desta ausência, ou seja, de acordo com os respectivos valores de log máxima verossimilhança de cada estimação, obteve-se  $LR = -2 [621,93 - 660,09]$  sendo,  $LR = 76,32 > T \text{ KP} = 10,51$ , ou seja, supera o valor crítico do teste com grau de significância de 5% na tabela de Kodde e Palm (1996). Assim, rejeita-se  $H_0$  e aceita-se a hipótese  $H_1$ , confirmando a presença de progresso técnico.

Além disso, no tocante aos parâmetros da fronteira estocástica de produção, por suas estimativas a partir dos componentes de tendência, pode-se perceber pelo sinal positivo da variável  $t$  que há forte evidência de ocorrência do progresso técnico; bem como, também se observa que este progresso técnico se deu a taxa decrescente, o que é evidenciado pelo sinal negativo da variável  $t^2$ , o que dessa forma, significa uma desaceleração na variação do progresso técnico.

Posteriormente foi realizado o teste de ausência de ineficiência técnica ao modelo, obtendo os seguintes resultados:  $LR = -2 [524,20 - 660,09]$ , portanto  $LR = 271,78 > T \text{ KP} = 19,54$ , com 7 graus de liberdade a um intervalo de 5% de significância. O que resulta no valor da razão de máxima verossimilhança superior ao do valor crítico da tabela indicando a presença de ineficiência técnica no modelo. Novamente, voltando aos parâmetros da função de produção translog, o indicador de ineficiência técnica,  $\gamma$ , apresenta o valor de 0,98. Então, pode-se dizer que 98% da variância total do erro composto da estimativa do Modelo 3 (translog) é explicada pela variância da ineficiência técnica. Portanto é de suma importância a incorporação da ineficiência técnica ao modelo.

Dessa maneira, pode-se verificar que os parâmetros estimados das variáveis que explicam a ineficiência técnica, são em sua maioria estatisticamente significantes no nível de

5%. Excetuando-se o intercepto, a tendência, e o grau de abertura 2 ( medida de abertura que corresponde ao período a partir de 1990). Os sinais estimados dos parâmetros são consistentes com os valores esperados, o que se analisa a seguir.

O coeficiente estimado da variável tendência (t) na modelagem de ineficiência técnica apresenta sinal positivo, o que pode indicar que no período examinado ocorreu uma tendência do crescimento da ineficiência, embora estatisticamente não significativa, não podendo representar resultado conclusivo.

Em relação à variável gasto corrente do governo (G), tem-se o sinal positivo e significativo, o que vem a sugerir que as elevadas participações dos gastos correntes na composição do dispêndio agregado dos países da América Latina, em média, produzem ineficiência na economia. Conforme Klein e Luu (2001) dessa forma, países com elevados gastos correntes tendem a serem menos eficientes, uma vez que se produzem distorções na alocação de recursos, visto que um gasto público elevado resulta em um efeito deslocamento nos investimentos produtivos.

Quanto à variável DPPP, que corresponde aos desvios dos preços locais em relação à paridade do poder de compra, constata-se a significância do seu coeficiente estimado correspondente, tendo o sinal negativo esperado. Com isso fica evidenciado que países que adotaram políticas comerciais baseadas na desvalorização cambial obtiveram êxito em reduzir seu grau de ineficiência. Essas desvalorizações podem induzir um maior volume das exportações e uma conseqüente elevação da capacidade instalada do setor externo, refletindo-se ainda na expansão da demanda interna. Convém ressaltar que este efeito será mais expressivo à medida que a participação do setor externo for mais significativa na economia local.

O coeficiente da taxa de inflação (lninf) resultou positivo e significativo, o que condiz com a literatura empírica que mostra os efeitos danosos das altas taxas de inflação na alocação de recursos da economia. Tais taxas acabam por inibir o comércio e desestimular a formação de capital. Dentro deste contexto, é importante salientar que vários países da América Latina apresentaram extensos períodos inflacionários, o que reproduziu impactos negativos sobre a eficiência técnica e sobre o desenvolvimento de suas economias.

Já a variável grau de abertura dois (open 2) tem coeficiente não significativo estatisticamente porém positivo, que indica que países da região com economias mais abertas no período de 1990 a 2000, apresentaram pior desempenho em relação ao grau de ineficiência técnica. Tal resultado contraria a expectativa de que um maior grau de abertura desencadeie uma maior eficiência dos mercados. Devendo haver uma investigação mais ampla no sentido de determinar as razões para este resultado.

O capital humano, representado pela variável (lnKhu1) obteve coeficiente negativo e foi estatisticamente significativo, caracterizando, portanto, que a disponibilidade de capital humano nos países da amostra constitui fator relevante na determinação do grau de eficiência técnica, ou seja, países com maior disponibilidade de capital humano são tecnicamente mais eficientes.

### 5.3. Produtividade Total dos Fatores e seus Componentes

A seguir, a partir dos resultados da estimação do modelo, obtidos anteriormente, e os dados de distribuição de renda (Sk e SL) possibilita-se a decomposição da produtividade total dos fatores, conforme o modelo de descrito na seção 3. Na tabela 1.3 tem-se as médias da decomposição por países ao longo do período analisado de 1960 a 2000. Os resultados apresentados nas Tabelas 1.4, 1.5, 1.6 e 1.7 estão representando os valores médios de cada país em intervalos de tempo de dez anos.

Obteve-se um taxa de crescimento econômico da América Latina como um todo, em média de 3,6% ao longo dos quarentas anos de análise, enquanto que a taxa de mudança

na PTF para o conjunto da amostra e do período foi de 0,2 %. Nas tabelas seguintes essas taxas são apresentadas por países separadamente.

Tabela 1.3 – Resultados da produtividade total dos fatores – Médias (1960-2000)

País	Crescimento Econômico	Acumulação de capital	Expansão do trabalho	Mudança na PTF	Progresso Técnico	Eficiência Técnica	Ganhos de escala	Ganhos alocativos	Choques aleatórios
ARG	0,025431	0,027993	0,017002	0,001308	0,007648	-0,000856	-0,006490	0,001005	-0,020871
BOL	0,027020	0,021555	0,027072	0,003553	0,016819	0,000824	-0,011917	-0,002173	-0,025160
BRA	0,048315	0,055315	0,025409	0,004233	0,003918	0,003358	0,001741	-0,004784	-0,036641
CHL	0,038290	0,032025	0,022150	0,010208	0,012401	0,008411	-0,013763	0,003159	-0,026094
COL	0,042255	0,040693	0,034570	0,003773	0,010309	0,001399	-0,008995	0,001060	-0,036781
CRI	0,043241	0,055349	0,036555	-0,003548	0,019163	0,002456	-0,068178	0,043011	-0,045115
DOM	0,050655	0,056055	0,027154	0,003814	0,017424	0,003461	-0,039482	0,022410	-0,036367
ECU	0,040155	0,041858	0,025758	0,004576	0,014672	0,003168	-0,024889	0,011625	-0,032037
SLV	0,033724	0,043828	0,022715	-0,001870	0,018019	-0,007221	-0,033764	0,021096	-0,030949
GTM	0,040525	0,042911	0,025156	0,004539	0,016738	0,000414	-0,026145	0,013533	-0,032080
HND	0,037232	0,044750	0,031259	-0,002256	0,019161	-0,001951	-0,036845	0,017379	-0,036520
JAM	0,021492	0,018866	0,017497	0,003160	0,017763	-0,002296	-0,017661	0,005354	-0,018031
MEX	0,044862	0,051884	0,030176	0,000009	0,006165	0,000959	-0,005157	-0,001958	-0,037207
NIC	0,024492	0,038656	0,031197	-0,011255	0,019373	-0,009886	-0,039372	0,018631	-0,034106
PRY	0,046079	0,059365	0,036466	-0,004355	0,018657	-0,000968	-0,056947	0,034903	-0,045396
PER	0,031256	0,020821	0,033279	0,005576	0,010693	0,005816	-0,008888	-0,002045	-0,028420
TTO	0,036540	0,039245	0,016426	0,006195	0,021070	-0,001933	-0,148013	0,135071	-0,025326
URY	0,019953	0,010342	0,009845	0,009805	0,016349	0,000283	-0,007641	0,000814	-0,010039
VEM	0,023871	0,017486	0,033429	0,001348	0,009979	0,003672	-0,009728	-0,002575	-0,028392

Fonte: Elaborada pelo autor.

Tabela 1.4 – Decomposição da Produtividade dos Fatores – Médias 1961-1970

País	Crescimento Econômico	Acumulação de capital	Expansão do trabalho	Mudança na PTF	Progresso Técnico	Eficiência Técnica	Ganhos de escala	Ganhos alocativos	Choques aleatórios
ARG	0,037983	0,040873	0,014119	0,006530	0,012835	-0,000364	-0,008000	0,002059	-0,023538
BOL	0,031268	0,035104	0,017445	0,002283	0,022027	-0,009882	-0,025832	0,015969	-0,023563
BRA	0,068758	0,066817	0,030483	0,015587	0,010360	0,007818	0,001889	-0,004479	-0,044130
CHL	0,040600	0,027888	0,016992	0,017063	0,017551	0,007177	-0,013490	0,005825	-0,021343
COL	0,049969	0,036522	0,027073	0,016860	0,016255	0,008187	-0,009113	0,001531	-0,030485
CRI	0,056707	0,059734	0,040111	0,005910	0,025731	0,008718	-0,083220	0,054681	-0,049049
DOM	0,049029	0,036675	0,024586	0,016208	0,023826	0,006694	-0,025353	0,011040	-0,028440
ECU	0,044330	0,045889	0,024439	0,006806	0,020631	-0,001578	-0,028758	0,016511	-0,032805
SLV	0,058425	0,065859	0,034955	0,004619	0,023818	-0,000669	-0,052505	0,033975	-0,047008
GTM	0,052137	0,048150	0,024692	0,013136	0,022643	0,002191	-0,030254	0,018557	-0,033840
HND	0,042379	0,043799	0,025663	0,005653	0,025199	-0,003786	-0,042665	0,026905	-0,032736
JAM	0,047524	0,039023	0,006461	0,021201	0,022912	0,001061	-0,065730	0,062958	-0,019160
MEX	0,062829	0,066878	0,026647	0,008981	0,012563	0,005607	-0,007781	-0,001409	-0,039677
NIC	0,064766	0,064716	0,028483	0,014180	0,025398	0,006389	-0,088763	0,071157	-0,042614
PRY	0,043164	0,040959	0,023051	0,009190	0,025231	-0,002050	-0,041516	0,027525	-0,030035
PER	0,058281	0,033108	0,019752	0,030382	0,016079	0,022927	-0,014227	0,005603	-0,024961
TTO	0,054709	0,045623	0,013950	0,021439	0,026648	0,003574	-0,178998	0,170215	-0,026302
URY	0,016623	0,001790	0,007626	0,012557	0,020814	-0,003069	0,002226	-0,007414	-0,005350
VEM	0,055038	0,040286	0,028426	0,018499	0,015621	0,018672	-0,021633	0,005838	-0,032172

Fonte: Elaborada pelo autor.

Tabela 1.5 - Decomposição da Produtividade dos Fatores – Médias 1971-1980

País	Crescimento Econômico	Acumulação de capital	Expansão do trabalho	Mudança na PTF	Progresso Técnico	Eficiência Técnica	Ganhos de escala	Ganhos alocativos	Choques aleatórios
ARG	0,031366	0,042552	0,009435	0,000474	0,009251	-0,002188	-0,008727	0,002139	-0,021095
BOL	0,043354	0,029713	0,019568	0,017156	0,018504	0,010199	-0,020055	0,008508	-0,023083
BRA	0,077289	0,093429	0,034682	0,005926	0,005757	0,006961	0,002903	-0,009695	-0,056747
CHL	0,025927	0,006717	0,024338	0,012173	0,014252	0,008601	-0,002567	-0,008113	-0,017302
COL	0,049618	0,044552	0,026931	0,011430	0,012386	0,007204	-0,010098	0,001939	-0,033295
CRI	0,056389	0,079411	0,038774	-0,004512	0,021191	-0,001096	-0,116299	0,091692	-0,057283
DOM	0,065311	0,088463	0,030450	-0,004658	0,019550	-0,004555	-0,068178	0,048526	-0,048944
ECU	0,080626	0,066205	0,025942	0,030124	0,016605	0,027322	-0,041229	0,027426	-0,041644
SLV	0,032569	0,064445	0,024796	-0,016413	0,019565	-0,022825	-0,050170	0,037017	-0,040259
GTM	0,058105	0,067179	0,020374	0,009180	0,018592	0,000380	-0,044504	0,034712	-0,038628
HND	0,052889	0,054516	0,029920	0,007965	0,021184	0,005349	-0,051943	0,033375	-0,039512
JAM	0,007874	0,026408	0,027246	-0,018860	0,019229	-0,017968	-0,020105	-0,000016	-0,026919
MEX	0,059366	0,063573	0,044211	0,002064	0,008110	0,002705	-0,006814	-0,001937	-0,050482
NIC	0,014653	0,049514	0,031265	-0,027744	0,021078	-0,027479	-0,055446	0,034103	-0,038382
PRY	0,071143	0,082614	0,030690	0,008779	0,021143	0,005682	-0,090242	0,072196	-0,050940
PER	0,029548	0,014109	0,033598	0,007838	0,012545	0,007970	-0,006007	-0,006670	-0,025997
TTO	0,050361	0,057097	0,019809	0,007807	0,022927	-0,000177	-0,241867	0,226924	-0,034351
URY	0,030592	0,018090	0,002320	0,018652	0,017988	0,002063	-0,023922	0,022523	-0,008470
VEM	0,014417	0,031820	0,048068	-0,022536	0,011554	-0,013652	-0,014945	-0,005494	-0,042936

Fonte: Elaborada pelo autor.

Tabela 1.6 - Decomposição da Produtividade dos Fatores – Médias 1981-1990

País	Crescimento Econômico	Acumulação de capital	Expansão do trabalho	Mudança na PTF	Progresso Técnico	Eficiência Técnica	Ganhos de escala	Ganhos alocativos	Choques aleatórios
ARG	-0,015156	0,012992	0,010828	-0,027386	0,005927	-0,029917	-0,003557	0,000161	-0,011590
BOL	0,001758	-0,001150	0,020673	-0,004653	0,015222	-0,009025	0,005935	-0,016785	-0,013112
BRA	0,020961	0,039204	0,020037	-0,011045	0,001498	-0,010151	0,001380	-0,003771	-0,027236
CHL	0,028946	0,025319	0,024226	0,004063	0,010864	0,003837	-0,011005	0,000368	-0,024663
COL	0,035979	0,041490	0,026169	0,000023	0,008463	-0,000468	-0,008930	0,000958	-0,031703
CRI	0,021514	0,040525	0,029674	-0,014068	0,016878	-0,009937	-0,041116	0,020107	-0,034616
DOM	0,033341	0,052267	0,033311	-0,012883	0,015137	-0,007835	-0,033696	0,013512	-0,039354
ECU	0,021092	0,035293	0,027276	-0,011074	0,012498	-0,009120	-0,019599	0,005147	-0,030403
SLV	0,005375	0,012064	0,005227	-0,004022	0,015994	-0,016994	-0,009759	0,006737	-0,007894
GTM	0,017410	0,026346	0,025750	-0,008704	0,014659	-0,009709	-0,014388	0,000734	-0,025982
HND	0,028647	0,030650	0,037475	-0,004665	0,017122	0,002162	-0,016545	-0,007404	-0,034813
JAM	0,023884	-0,004831	0,024974	0,017092	0,015977	0,019298	0,028704	-0,046888	-0,013350
MEX	0,023079	0,039798	0,028290	-0,012991	0,003845	-0,011869	-0,003455	-0,001513	-0,032017
NIC	0,008855	0,026733	0,031794	-0,019852	0,017243	-0,014994	-0,015249	-0,006853	-0,029820
PRY	0,047335	0,075826	0,031609	-0,011246	0,016318	-0,007304	-0,078366	0,058106	-0,048854
PER	-0,002554	0,017516	0,025122	-0,023037	0,008979	-0,023163	-0,007116	-0,001736	-0,022156
TTO	0,010239	0,036852	0,019266	-0,019754	0,018930	-0,022231	-0,122630	0,106177	-0,026125
URY	0,001606	0,009050	0,006157	-0,006316	0,014863	-0,016829	-0,008282	0,003932	-0,007285
VEM	0,012348	-0,002001	0,031437	0,003786	0,007947	0,003618	-0,000592	-0,007187	-0,020874

Fonte: Elaborada pelo autor

Tabela 1.7 - Decomposição da Produtividade dos Fatores – Médias 1991-2000

País	Crescimento Econômico	Acumulação de capital	Expansão do trabalho	Mudança na PTF	Progresso Técnico	Eficiência Técnica	Ganhos de escala	Ganhos alocativos	Choques aleatórios
ARG	0,047531	0,015555	0,033624	0,025614	0,002580	0,029047	-0,005676	-0,000337	-0,027263
BOL	0,031699	0,022554	0,050602	-0,000573	0,011522	0,012005	-0,007717	-0,016383	-0,040884
BRA	0,026253	0,021808	0,016434	0,006463	-0,001944	0,008805	0,000792	-0,001189	-0,018452
CHL	0,057688	0,068176	0,023045	0,007534	0,006937	0,014030	-0,027989	0,014556	-0,041068
COL	0,033453	0,040209	0,058107	-0,013221	0,004134	-0,009325	-0,007841	-0,000188	-0,051643
CRI	0,038353	0,041727	0,037661	-0,001522	0,012850	0,012140	-0,032078	0,005566	-0,039513
DOM	0,054939	0,046815	0,020268	0,016587	0,011185	0,019539	-0,030701	0,016563	-0,028732
ECU	0,014572	0,020045	0,025373	-0,007551	0,008955	-0,003953	-0,009969	-0,002584	-0,023295
SLV	0,038526	0,032943	0,025882	0,008336	0,012698	0,011605	-0,022620	0,006654	-0,028636
GTM	0,034449	0,029969	0,029808	0,004543	0,011057	0,008793	-0,015434	0,000126	-0,029871
HND	0,025015	0,050034	0,031977	-0,017977	0,013140	-0,011531	-0,036227	0,016640	-0,039019
JAM	0,006686	0,014865	0,011309	-0,006792	0,012933	-0,011576	-0,013513	0,005363	-0,012696
MEX	0,034173	0,037286	0,021557	0,001981	0,000142	0,007391	-0,002580	-0,002972	-0,026651
NIC	0,009697	0,013662	0,033245	-0,011603	0,013772	-0,003460	0,001968	-0,023883	-0,025608
PRY	0,022674	0,038061	0,060513	-0,024144	0,011935	-0,000200	-0,017663	-0,018216	-0,051757
PER	0,039748	0,018552	0,054643	0,007121	0,005169	0,015532	-0,008203	-0,005377	-0,040567
TTO	0,030852	0,017407	0,012681	0,015288	0,015774	0,011101	-0,048558	0,036970	-0,014524
URY	0,030993	0,012437	0,023278	0,014328	0,011731	0,018967	-0,000586	-0,015785	-0,019050
VEM	0,013680	-0,000160	0,025784	0,005644	0,004793	0,006050	-0,001742	-0,003457	-0,017588

Fonte: Elaborada pelo autor.

Os países que obtiveram uma maior contribuição do Progresso Técnico na variação da produtividade para o período de 40 anos analisado foram: Trinidad e Tobago, Nicarágua e Costa Rica, sendo seus índices em torno de 2%. Já o Brasil apresentou índice médio de 0,3%, sendo dentre os mais baixos dos países observados. O país apresentou melhor índice na década de 60. Tais resultados corroboram com os encontrados no trabalho semelhante de Pires e Garcia (2004), analisando o período de 1970 a 2000, e que também mostrou baixas taxas de progresso técnico, sendo que ele considera que o Brasil não era membro da Organização para cooperação econômica e desenvolvimento (OECD), e que, assim como ele, o México, Venezuela e Peru, tiveram mercados com processo de substituições de importações associados a crises de liberalizações econômicas, períodos nos quais o processo de industrialização tornou-se mais lento.

Dos dezessete países aqui analisados, como mostrado na Tabela 1.3, verifica-se ao longo de todo o período estudado, que apenas dez deles apresentaram eficiência técnica crescente, sendo que Chile, Peru, Brasil e Venezuela apresentaram melhores índices em relação aos demais. Esse efeito da eficiência também é evidenciado na estimação da função de produção translog, cujo parâmetro que representa a ineficiência técnica apresentou sinal positivo de 0,98, indicando os efeitos da ineficiência na produtividade total dos fatores. No entanto, o Brasil é o único país que apresenta efeitos de ganhos de escala positivos. Pires e Garcia (2004) encontraram também que México tinha efeitos de escala positivo, porém deve-se ressaltar que o período em que fora analisado é de uma década menor.

Apenas cinco dos países apresentados na Tabela 1.3, não obtiveram ganhos alocativos positivos, o Brasil está entre eles. Resultado também encontrado no trabalho de Pires e Garcia (2004) que justifica como sendo países que perderam com a dinâmica de alocação de fatores, principalmente países da América Latina. Na estimativa deste trabalho,

Costa Rica e Trinidad e Tobago apresentaram ganhos alocativos maiores, representados por índices de 4,3% e 13,5% respectivamente. Ambos os países foram os que se destacaram em relação ao progresso técnico na amostra para o período de quarenta anos.

Mesmo observando em décadas separadas, o Brasil sempre tem apresentado perdas de eficiência alocativa, conforme se constata nas tabelas 1.4, 1.5, 1.6 e 1.7. Essas perdas alocativas são resultados marcantes de uma estratégia de crescimento sem preocupação com o ajustamento. Na década de 70, o país experimentou uma alocação de recursos pesada na economia responsável pelo grande investimento em infraestrutura dentro do país (Pires e Garcia, 2004). Em uma análise de produtividade total dos fatores desconsiderando a eficiência alocativa, feita por estes autores, mostra ainda que o Brasil apresentou uma PTF superior, o que demonstra uma má alocação dos fatores de produção no país. Já a Costa Rica e Trinidad e Tobago, também apresentam sua mesma tendência, no caso positiva, visto década a década separadamente.

De acordo com a análise dos dados demonstrados nessas Tabelas, o crescimento econômico no caso brasileiro, apresentou índices maiores nas duas primeiras décadas, enquanto que as décadas compreendidas entre 1980 a 2000 apresentaram índices baixos em torno de 2%. O que pode ser explicado pela diminuição no ritmo de crescimento do país devido ao esgotamento do modelo de crescimento via substituição de importações, período em que o PIB *per capita* aumentou pouco ou até mesmo teve reduções em alguns anos, sendo a crise mais severa entre 1981 a 1984, com quedas de 12%. No que se refere à acumulação de capital, percebe-se a mesma retração no período referente às duas últimas décadas.

Ao longo das quatro décadas vistas separadamente, apenas na década de 1981 a 1990, dois países obtiveram crescimento negativo, sendo eles: Argentina e Peru. No entanto, os países geralmente apresentam comportamentos de crescimento econômico semelhantes, e que na média do período não ultrapassa a 5%, conforme observado na Tabela 1.6. Nesta mesma Tabela, ainda no tocante a crescimento econômico, o Brasil se destaca como o país com segundo maior índice correspondente a 4,8% em média, ficando atrás da República Dominicana com índice médio de 5%. Já o país com menor índice de crescimento médio observado foi o Uruguai, com somente 1,99%.

Em relação a mudanças na produtividade total dos fatores, na primeira década em estudo de 1961 a 1970, conforme visto na Tabela 1.4, todos os países da América Latina analisados, obtiveram índices positivos, o que se modificou nas décadas seguintes, nas quais alguns apresentaram índices positivos, enquanto outros países alcançaram índices negativos. Mas em média geral do período, visto na Tabela 1.3, apenas cinco países, sendo eles, Costa Rica, El Salvador, Honduras, Nicarágua, e Paraguai, tiveram taxas de crescimento da PTF negativas. Durante este período, o Brasil apresentou taxa média de crescimento da produtividade de 0,4 % ao ano.

## 6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao utilizar o modelo de fronteira estocástica com a inclusão de variáveis macroeconômicas de ineficiência técnica para os países da América Latina no período de quarenta anos, compreendido entre os anos de 1960 a 2000, pode-se constatar que essas variáveis tem em geral um impacto significativo na compreensão do comportamento da ineficiência técnica do conjunto da região.

Essa grande significância é assegurada tanto por meio dos testes de verossimilhança, como também pelo parâmetro  $\gamma$ , no valor de 0,98, na estimação do modelo.

Dentre estas variáveis, as de maior efeito na explicação da ineficiência técnica dos países, ou seja, as que apresentam uma relação positiva com a ineficiência são os gastos do governo e a taxa de inflação, ou seja, quanto maior estas taxas, maior será a correspondência da ineficiência técnica.

Já as variáveis que apresentam uma relação inversa com a ineficiência técnica, foram identificadas pelo grau de abertura e os desvios dos preços locais em relação à paridade do poder de compra (utilizada como uma *proxy* da taxa de câmbio), possibilitando que na medida em que aumentam seus índices, reduz-se a ineficiência técnica.

A incorporação do capital humano nas variáveis de ineficiência vem corroborar os resultados sugeridos pela literatura da área de crescimento, onde muitos trabalhos ressaltam a importância do capital humano, e identificam sua associação positiva com o crescimento econômico. Encontrou-se, aqui, neste artigo, uma relação negativa com a ineficiência técnica, mostrando assim a relevância de um aumento da disponibilidade do capital humano para aumento da eficiência.

O crescimento econômico dos países em análise foi em média positivo, apesar de pouco expressivo durante todo o período de quarenta anos. Sendo o Brasil um dos países que mais se destaca, com taxa de crescimento de 4,8 % em média. Nas duas primeiras décadas, suas taxas foram maiores ficando em torno de 7 %, dinâmica que pode ser coincidir pelo período de adoção do modelo de industrialização com substituição das importações adotada pelos países da América Latina.

A República Dominicana, Costa Rica, Equador, Guatemala, Paraguai e México apresentaram taxas de crescimento do PIB próximas também, sendo respectivamente, 5,06 %, 4,32%, 4,01%, 4,05%, 4,60%, 4,48% suas taxas de crescimento médias. O pior desempenho no período foi do Uruguai com taxa de crescimento média de apenas 1,9%.

Ao decompor a mudança na produtividade total dos fatores em progresso técnico, eficiência técnica, ganhos de escala e ganhos alocativos, observam-se algumas variações de resultados dentro do conjunto de países analisados. Quanto ao progresso técnico, constatou-se uma unanimidade entre eles, ou seja, todos apresentaram progresso técnico em média positivo para o período todo. No entanto, os demais componentes da mudança de produtividade total, são distintos. Quase metade dos países apresentou eficiência técnica negativa, poucos apresentaram ganhos de escala positivos e maioria apresentaram ganhos alocativos positivos para o período todo.

Por fim, deve-se ressaltar que a grande vantagem deste modelo de decomposição da produtividade total em relação ao já conhecido Índice de Malquist, é a possibilidade de incorporar os efeitos de escala e efeitos alocativos na análise dos resultados.

Devido à disponibilidade de dados para um período mais longo, seria interessante em uma análise futura em novos trabalhos que pudessem estender o período para os dias atuais, haja vista que novas políticas foram surgindo nestes países da América Latina o que pode representar em resultados diferenciados.

Outra sugestão de análise interessante poderia ser do Brasil isoladamente, destacando os estados brasileiros.

## **BIBLIOGRAFIA**

AIGNER, D. J.; LOVELL, C. A. K. SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production functions models. *Journal of Econometrics*, v.6, p. 21-37, 1977.

BAUER, P. W. Recent developments in the econometric estimation of frontiers. *Journal of Econometrics*, v. 46, p. 39-56, 1990.

BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. A stochastic frontier production incorporating a model for technical inefficiency effects. *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, N. 69, Department of Econometrics, University of New England, Armidale, pp.22, 1993.

---

A model for technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data. *Empirical Economics*, 20, 325-332, 1995.

BATTESE, G.E.; CORRA, G.S., Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone of eastern Australia. *Australina Journal of Agricultural Economics*, 21, p.169-179, 1977.

BARRO, R. J.; LEE, J. W. International data on educational attainment: updates and implications. *CID Working Paper n° 42*, 34 p, april, 2000.

COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; BATTESE, G. E. *An introduction to efficiency and productivity analysis*. Kluwer Academic Publishers, 1998.

BITTENCOURT, A. I. Ensaios empíricos sobre produtividade de crescimento econômico com o uso da abordagem da fronteira estocástica de produção. 161f. Tese (Doutorado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2004.

DE GREGORIO, J. Economic growth in Latin America. *Journal of Development Economics*, 39, p. 59-84, 1992.

DE GREGORIO, J.; LEE, JONG-WHA. *Economic growth in latin america: sources and perspectives*. Global Network Conferences, Cairo, 1999

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LINDGREN, B.; ROOS, P. Productivity changes in swedish pharmacies 1980-1989: a non-parametric Malmquist approach. *Journal of Productivity Analysis*, 3, p.85-101, 1992.

GRILICHES, Zvi. The discovery of the residual: a historical note. *Journal of Economic Literature*, v. 34, n.1, p. 1324-1330, sept. 1996.

KLEIN, P. G.; LUU, H. Politics and productivity. Merrill Lynch Capital Markets Bank Ltd., 2001.

KUMBHAKAR, S. C. Estimation and Decomposition of Productivity Change When Production is Not Efficient, *Econometric Reviews*, 19, p.425-460, 2000.

KODDE, D. A.; PALM, F. C. Wald criteria for jointly testing equality and inequality restrictions. *Econometrica*, Notes and Comments, v. 54, n. 5, p. 1243-1248, 1986

MEEUSEN, W.; BROECK, V. D. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production with composed error. *International Economics Review*, 32, 715-723, 1977.

PITT, M. M.; LEE, L. F. The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry, *Journal of Development Economics*, 9, p.43-64, 1981.

PIRES, J.O.; GARCIA, F. Productivity of nations: a stochastic frontier approach to TFP decomposition. In: *Latin American Meeting of the Econometric Society*, Santiago de Chile. Proceedings of the 2004 LAMES, 2004. v. 1.

SCHIMIDT, P.; SICKLES, R. Production Frontiers and Panel Data, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.2, no.4, 367-374. 1984.

SOLOW, R.M.. Technical change and the aggregate production function. *Review of Economic and Statistics*, 39, p. 312-320, 1957.

The World Bank Group/Economic Growth Research. Disponível em: <http://www.worldbank.org/research/growth/GNDdata.htm>. Acesso em 10 jun. 2008.