

UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ - UFC
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, ATUÁRIA, CONTABILIDADE E
SECRETARIADO- FEAACS
CURSO DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA - CAEN

DÉBORA GASPAR FEITOSA

TRÊS ENSAIOS SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO NA AMÉRICA LATINA E
BRASIL

FORTALEZA – CEARÁ

2009

DÉBORA GASPAR FEITOSA

TRÊS ENSAIOS SOBRE CRESCIMENTO ECONÔMICO NA AMÉRICA LATINA E
BRASIL

Tese de Doutorado apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia.

Área de Concentração: Crescimento Econômico
Orientador: Prof. Dr. Flávio Ataliba

FORTALEZA – CEARÁ

2009

F336t Feitosa, Débora Gaspar
Três Ensaios sobre Crescimento Econômico na América Latina e no Brasil/Débora Gaspar Feitosa. 2009.
103f.
Orientador: Prof. Dr. Flavio Ataliba F. D. Barreto.
Área de Concentração: Crescimento Econômico.

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Ceará, Curso de Pós-Graduação em Economia- CAEN, Fortaleza, 2009.

1. Crescimento Econômico. 2. Abertura Comercial. 3. Desigualdade de Renda. I. Título.

CDD-338.9

Tese de Doutorado apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará – CAEN/UFC, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia. Área de Concentração: Crescimento Econômico.

A citação de qualquer trecho desta tese é permitida, desde que feita em conformidade com as normas científicas.

Débora Gaspar Feitosa

Aprovada em ____ / _____ de 2009.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Flávio Ataliba D. F. Barreto (Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Almir Bittencourt da Silva (Co-Orientador)
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. João Mario de França
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Ricardo Antonio de Castro Pereira
Universidade Federal do Ceará – UFC

Prof. Dr. Mauricio Benegas
Universidade Federal do Ceará – UFC

Aos meus pais, Vilany e Feitosa, que sempre viram o conhecimento como o melhor presente, e não mediram esforços para proporcionar a educação que tenho. Ao meu querido filho, Douglas, pelo incondicional e precioso amor. Às minhas tão queridas e amadas irmãs, Aparecida e Jorgiana, por sempre acreditarem em mim.

AGRADECIMENTOS

A Deus, acima de tudo, por sempre ter me abençoado me iluminando em toda minha caminhada.

Ao CNPq – Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento pelo financiamento desse estudo.

A todos os professores do CAEN pelos conhecimentos repassados e estímulo durante todo o curso.

Aos Funcionários do CAEN em geral, em especial a Carmem, Cris, Marcia, Geisa, Cleber; as meninas da biblioteca: Regina, Mônica, etc., e todo o pessoal de apoio, sempre com muito profissionalismo e carinho.

Ao meu Orientador Flávio Ataliba, pelo incentivo constante desde meu primeiro dia de curso e rica transmissão de conhecimentos. Ao Professor Almir Bittencourt por toda paciência e dedicação ao longo do trabalho, e aos demais membros da Banca examinadora pelas valiosas contribuições.

Aos meus professores de Graduação e de Mestrado, em especial ao Professor Saeed Khan que sempre acompanhou todos os passos, incentivando e orientando mesmo indiretamente.

Aos meus amigos e colegas de curso que ao longo desses anos dividiram alegrias e aflições juntos. Em especial ao Jair Araújo, José Nilo, Nicolino Trompieri e Carla Cíntia, que me ajudaram diretamente em várias etapas desta Tese. Aos amigos Leandro, Dilson, Daniel Lavor, Daniel Pádua, Jimmy, Guaracyanne, Zilah, Lilian, Cecília, Jackeline, Vitor, Carlos Manso, Dênis, Guilherme Irffi, Marcelo Ponte, Murilo, e todos os outros amigos e colegas de curso que eu possa ter esquecido de citar, pelas inúmeras trocas de experiências e felicidades compartilhadas no decorrer desta jornada.

Gostaria de agradecer também aos amigos que não são desta Academia: Márcia Costa, Paula Mirlla, Alessonia Araujo, Alessilvia Araujo, Liana Prado, Milena Sena, Maria Verônica, Poliana Paiva, entre outros tantos, que estiveram sempre presentes e puderam compartilhar diversos momentos de felicidade, os quais me ajudaram nesta difícil caminhada.

Ao meu querido Maico Prado pelas palavras de incentivo e ternura que foram de grande preciosidade e valia, os meus afetivos agradecimentos.

Aos demais amigos que eu não tenha citado, mas que certamente me ajudaram de alguma forma direta ou indiretamente no decorrer deste Doutorado.

A todos, os meus sinceros agradecimentos.

RESUMO

A Tese intitulada “Três Ensaio sobre Crescimento Econômico na América Latina e Brasil” é composta de três artigos. O primeiro 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, 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. O segundo artigo faz uma análise de causalidade entre abertura comercial e crescimento econômico para os estados brasileiros durante o período de 1986 a 2005. Neste capítulo é feito um teste de causalidade de Granger para verificar a possível influência da abertura comercial no crescimento econômico e vice versa. Os resultados do teste indicam uma bicausalidade, ou seja, tanto a abertura comercial pode causar algum impacto no crescimento econômico como o crescimento econômico pode vir a causar influência na abertura comercial no sentido de causalidade de Granger para os estados brasileiros no período de vinte anos analisados. No terceiro capítulo buscou-se analisar o grave problema de concentração de renda, pobreza e desigualdade social, particularmente no Nordeste Brasileiro. Especificamente, será estimada a equação de rendimentos dos trabalhadores na agricultura da região Nordeste. Estimada a equação de rendimentos dos trabalhadores na agricultura da região Nordeste e de posse das informações obtidas através da equação de rendimentos, pode decompor os determinantes da desigualdade de renda. Dessa forma, pode-se dizer qual é a participação percentual de cada determinante na explicação da desigualdade. Aplicou-se a decomposição em nível e em diferença. Na determinação da equação de rendimentos para a área rural nordestina, verifica-se que existe discriminação de cor. Quanto da decomposição em nível, a educação mostrou ser a variável mais importante na explicação da desigualdade para o período 1995, seguida por idade, sexo e cor parda. Em 2001, a variável educação também foi a mais importante, seguida por sindicato, cor parda e sexo. Para o ano de 2005, a educação continua como a principal determinante da desigualdade de rendimentos na área rural do Nordeste.

ABSTRACT

The Thesis entitled “Three Essays on Economic Growth in Latin America and Brazil” is composed of three articles. The first 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, that is, how much bigger these taxes, greater will be the correspondence of the inefficiency technique. 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. The second article makes an analysis of causality between trade opening and economic growth for the Brazilian states during the period of 1986 the 2005. In this chapter is made a test of causality of Granger to verify the possible influence of the trade opening in the economic growth and vice it turns. The results of the test indicate a bicausality, that is, even the trade opening can cause some impact in the economic growth as the economic growth can come to cause influence in the trade opening in the sense of causality of Granger for the Brazilian states during the period of twenty years analyzed. In the third chapter, it aims to analyze the serious problem of income concentration, poverty and social inequality, particularly in the northeast of Brazil. Specifically, the equation of incomes of workers in the agriculture of the Northeast region will be esteem. Once esteemed the equation of incomes of workers in the agriculture of the Northeast region, it gives the information that can decompose the determinative ones of the income inequality. Of this way, it can be said the percentile participation of each determinative one in the explanation of the inequality. It was applied decomposition in level and difference. In the determination of the equation of incomes for the agricultural area of northeast, it verifies that discrimination of color exists. Referring to the decomposition in level, the education showed to be the variable most important in the explanation of the inequality for period 1995, followed by age, sex and medium brown color. In 2001, the changeable education also was the most important, followed for union, medium brown color and sex. For the year of 2005, the education continues as main the determinative one of the inequality of incomes in the northeast agricultural area of Brazil.

LISTA DE TABELAS

TABELA		Página
1.1	Estimativa do modelo na forma funcional translog – 1961-2000	28
1.2	Teste da razão de verossimilhança dos parâmetros da fronteira estocástica de produção	29
1.3	Resultados da produtividade total dos fatores – Médias (1960-2000)	32
1.4	Decomposição da Produtividade dos Fatores – Médias 1961-1970	33
1.5	Decomposição da Produtividade dos Fatores – Médias 1971-1980	33
1.6	Decomposição da Produtividade dos Fatores – Médias 1981-1990	34
1.7	Decomposição da Produtividade dos Fatores – Médias 1991-2000	34
2.1	PIB e Participação das Exportações e Importações em 1986 e 2004	55
2.2	Testes de Raiz Unitária em Painel para a Variável Taxa de abertura	65
2.3	Testes de Raiz Unitária em Painel para a Variável Taxa crescimento	65
2.4	Teste de Causalidade de Granger em Painel para Txabert e Txcrec	66
3.1	Coefficiente de Gini – Brasil e Regiões – 1995 e 2005	80
3.2	Coefficiente de Gini – Estados do Nordeste – 1995 – 2005	83
3.3	Índices de pobreza do Nordeste rural no período 1995 – 2005	92
3.4	Estimativas das Equações de rendimento para pessoas ocupadas no setor agrícola no Nordeste, de acordo com a PNAD de 1995, 2001 e 2005.	95
3.5	Contribuição das Variáveis Explicativas – Decomposição em Nível e Decomposição e da Diferença – 1995 – 2005.	98
3.6	Contribuição das Variáveis Explicativas – Decomposição em Nível e Decomposição e da Diferença – 2001 – 2005 na área rural do Nordeste	99

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO		Página
2.1	Participação das Exportações e Importações no PIB (EXP+IMP)/PIB	56
3.1	Índice de <i>Gini</i> para os Estados do NE Brasileiro – 1995 - 2005	83

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO GERAL	13
-------------------------	----

CAPÍTULO 1 - PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E DECOMPOSIÇÃO DA PTF PARA PAÍSES DA AMERICA LATINA 1960-2000

1 INTRODUÇÃO	15
2 FRONTEIRA ESTOCÁSTICA E DECOMPOSIÇÃO DA PTF	17
3 METODOLOGIA	19
3.1. Descrição da Amostra e Dados	19
3.2. Modelo Econométrico	19
3.3. Testes Realizados	22
3.3.1. Teste da Forma Funcional	22
3.3.2. Ausência de Progresso Técnico	23
3.3.3. Efeito da Ineficiência Técnica na Função de Produção	23
3.3.4. Ausência de Efeitos Fixos	23
4 DECOMPOSIÇÃO DA PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES	24
4.1. Composição dos Dados	24
4.2. Procedimento de Decomposição	25
5. ESTIMAÇÃO E RESULTADOS	27
5.1. Estimação da Fronteira de Produção	27
5.2. Análise das Estimações	29
5.3. Produtividade Total dos Fatores e seus Componentes	31
6 CONSIDERAÇÕES FINAIS	37
APÊNDICE	39
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	46

CAPÍTULO 2 – ABERTURA COMERCIAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TESTE DE CAUSALIDADE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS 1986-2005

1 INTRODUÇÃO	51
2 A BERTURA COMERCIAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO	52
3. METODOLOGIA	57

3.1. Fonte de Dados	57
3.2. Análise Econométrica	57
3.2.1. Modelo Econométrico	58
3.2.2. Estimação do Modelo	60
3.2.3. Teste de Raiz Unitária para Dados em Painel	63
4 RESULTADOS	64
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	67
6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	69
APÊNDICE	74

CAPÍTULO 3 - DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE RENDA EM ÁREAS RURAIS DO NORDESTE

1 INTRODUÇÃO	77
2 EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL	79
3 DESIGUALDADE DE RENDA NO NORDESTE	81
4 FONTE DE DADOS	84
5 METODOLOGIA	86
5.1. Índices de Pobreza do Nordeste Rural	86
5.2. Equação dos Rendimentos	88
5.3. Decomposição em Nível	91
5.4. Decomposição da Diferença	92
6 . RESULTADOS	92
6.1. Índices de Pobreza do Nordeste Rural	92
6.2. Equação dos rendimentos da área rural do Nordeste do Brasil	92
6.3. Resultados da Decomposição	95
6.4. Decomposição para o Período 1995-2005	96
6.5. Decomposição para o Período 2001-2005	98
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS	99
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	101

INTRODUÇÃO GERAL

Crescimento Econômico é uma vasta área da economia, a qual possui diversos campos a serem explorados. Dentro dessa diversidade de temas foram abordados três assuntos, divididos em três capítulos.

No primeiro capítulo, trata de uma amplitude maior, a qual é feita uma análise de alguns países da América Latina, com características mais comuns entre si. Utiliza-se da metodologia de fronteira estocástica para analisar a Produtividade Total dos Fatores (PTF) destes 19 países, através de uma função de produção 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.

No Segundo capítulo, é feito um teste de causalidade de Granger para abertura comercial e crescimento econômico, cuja proposta é analisar se os resultados da abertura comercial tiveram impacto no processo de crescimento econômico dos estados brasileiros, haja vista a carência de trabalhos empíricos no Brasil em termos estaduais, pretende-se avaliar esta relação de comércio internacional e crescimento econômico durante um período de vinte anos para os estados da federação, entre 1986 a 2005.

Por fim, no terceiro capítulo faz-se uma análise das desigualdades de renda no Brasil, e sendo a região Nordeste a que apresenta o maior problema em relação à concentração de renda no Brasil, inclusive havendo grandes discrepâncias do meio rural e urbano, concentrando um grande número de pobres brasileiros, buscou-se, com este artigo analisar esse grave problema, de concentração de renda, pobreza e desigualdade social, particularmente no Nordeste Brasileiro. Especificamente, será estimada a equação de rendimentos dos trabalhadores na agricultura da região Nordeste e de posse das informações obtidas através da equação de rendimentos, é possível decompor os determinantes da desigualdade de renda. Ou seja, pode-se dizer qual é a participação percentual de cada determinante na explicação da desigualdade.

**CAPÍTULO 1 - PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E
DECOMPOSIÇÃO DA PTF PARA PAÍSES DA AMERICA LATINA 1960-2000**

CAPÍTULO 1 - PRODUTIVIDADE TOTAL DOS FATORES E DECOMPOSIÇÃO DA PTF PARA PAÍSES DA AMÉRICA LATINA 1960-2000

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, Solow faz uma 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. Constata-se que a partir do trabalho de Solow vários estudos empíricos, enfocando metodologias e amostras diversas, tem 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.¹

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.

¹ Vejam-se a esse respeito Griliches (1996) e Hulten (2000).

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 Malmqüist a partir de uma fronteira de produção restrita resultante da imposição de rendimentos constantes de escala² 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-Kumbhakar. Na seção 5, são apresentados os resultados da estimação e da decomposição. Por fim, a última seção é dedicada às conclusões.

² No artigo *A note on the Malmquist productivity index*. *Economics Letters*, 47:169-175, 1995, Grifell-Tatjé, E.; Lovell, C.A., demonstram que se a hipótese de retornos constantes de escala não for feita na fronteira, o índice de Malmqüist apresenta-se viesado.

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 Van den 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 (1992), 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 β 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 σ^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 μ_{it} e variância constante σ_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 ;

δ = É um vetor de parâmetros associados às variáveis z_{it} ;

w_{it} = é uma variável aleatória com distribuição normal com média zero e variância σ_w^2 .

Deve-se notar que como se supõe que e_{it} tem distribuição normal truncada em zero, sua média corresponde a $w_{it} = z_{it}\delta$.

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 através 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), World Development Indicators (WDI), fornecido pelo Banco Mundial (BIRD), The International Monetary Fund's Dissemination Standards Bulletin Board (DSBB – FMI), publicado pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) e dados de capital humano obtido por Barro e Lee.

A variável PIB - Produto Interno Bruto (Y), 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.

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 & Lee (1981) e Schimidt & 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 Coeli (1995), que sugerem que a ineficiência técnica é modelada por um vetor de variáveis.

De acordo com o 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:

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

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

α_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 media zero e variância constante.

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

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

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 δ um parâmetro associado a z_{it} .

ω_{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, σ_ω^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, π , 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 OPEN2, 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 (1) e (2) é feita pelo método da máxima verossimilhança, o qual permite calcular as magnitudes das eficiências técnicas para cada um dos países da amostra. Para efeito da estimação destes parâmetros, utilizou-se o programa

STATA 9.0, dado ao volume de informações dos dados e por ser um programa que permite a estimação de fronteira estocástica de dados painel.

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 e Battesi, 1998) Então, 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 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:

$$H_0 : LL \text{ Cobb – Douglas}$$

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

E portanto, a razão de verossimilhança generalizada,

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

$$LR > T \text{ KP (Tabela de Kodde \& Palm, 1986) rejeita-se } H_0$$

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 1, 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 & 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 & 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 & 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 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 ε_k e ε_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 (1) e (2). 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 (1992), 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:

$$g_{PTF} = \frac{\dot{y}}{y} - s_k \frac{\dot{K}}{K} - s_L \frac{\dot{L}}{L} \quad (3)$$

Da parte determinística temos:

$$\frac{\dot{y}}{y} = \frac{\partial \ln f(t, K, L, \beta)}{\partial t} + \varepsilon_K \frac{\dot{K}}{K} + \varepsilon_L \frac{\dot{L}}{L} - \frac{\partial u}{\partial t} \quad (4)$$

Onde:

s_K = a participação do capital na renda

s_L = a participação do trabalho na renda

ε_K = a elasticidade do capital

ε_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:

$$g_{PTF} = PT - u + (RTS - 1) \cdot [\lambda_K \cdot g_K + \lambda_L \cdot g_L] + [(\lambda_K - s_K) \cdot g_K + (\lambda_L - s_L) \cdot g_L] \quad (5)$$

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

1. A mudança na escala de produção é dada pela expressão que contem os rendimentos de escala e taxas de crescimento do capital e trabalho, ou seja, pelo terceiro termo da equação (5):

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

2. As mudanças na eficiência alocativa, correspondem ao ultimo termo da equação (5), 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 1 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 formula 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 λ , 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

Os resultados das estimações das fronteiras de produção para os devidos testes para este artigo são apresentados no apêndice, sendo descritos pelos modelos especificados em seguida, de acordo com os testes mencionados na seção anterior.

O primeiro modelo apresentado é o de estimação da fronteira de produção na forma funcional Cobb- Douglas. O segundo modelo corresponde à estimação da fronteira de produção na forma funcional translog. O terceiro modelo faz referência à estimação da fronteira de produção na forma funcional translog com restrição nos parâmetros. O quarto modelo é a estimação da fronteira de produção com a ausência de progresso técnico, na forma funcional translog. E por último, o modelo 5 corresponde a estimação da fronteira de produção também na forma funcional translog, sem os efeitos da ineficiência técnica.

Na Tabela 1.1 apresenta-se o modelo 2, que foi o modelo que melhor se ajustou aos dados após os devidos testes já especificados. Os demais modelos estimados encontram-se no apêndice deste trabalho.

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
TII	-0,001955	0,001205	-1,62	0,105	-0,0043172	0,0004068
TIk	-0,001682	0,000691	-2,44	0,015	-0,0030353	-0,0003286
LIIk	-0,024521	-0,024521	-0,71	0,475	-0,0918257	0,0427833
LIII	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
.mu						
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
InKhu1	-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
Insigma2						
llgtgamma	-2,643919	0,222993	-11,86	0,000	-3,0809770	-2,2068610
llgtgamma						
llgtgamma	4,142943	0,464442	8,92	0,000	3,2326540	5,0532330
sigma2						
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 λ	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

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

No primeiro teste, foi testado o modelo 1 contra o modelo 2, usando a razão de Verossimilhança para verificar se a melhor forma funcional é a Cobb-Douglas ou a Translog. Decidiu-se pelo modelo 2 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] -> LR = 32,54 e enquanto que o valor da tabela de Kodde & Palm é de T K&P = 7,045 (Valor crítico á direita da distribuição χ^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 KP = 10,51, ou seja, supera o valor critico do teste com grau de significância de 5% na tabela de Kodde & Palm. 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 evidencia 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 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, γ , apresenta o valor de 0,98. Então, pode-se dizer que 98% da variância total do erro composto da estimativa do Modelo 2 (translog) é explicada pela variância da ineficiência técnica. Portanto é de suma importância a incorporação da ineficiência técnica ao modelo.

Dessa maneira, podemos 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 significante, 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. Dessa forma, países com elevados gastos correntes tendem a ser menos eficientes (Klein e Luu, 2001), uma vez que se produz 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 (ln inf) 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 ln Khu1 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 1.7 tem-se as médias da decomposição por países ao longo do período analisado de 1960 a 2000. Os resultados estão 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 quarenta 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 allocativos	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 allocativos	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 allocativos	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 allocativos	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 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 (Modelo2), 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 infra-estrutura 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 uma 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 através dos testes de verossimilhança, como também pelo parâmetro γ , 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.

APÊNDICE

O primeiro modelo apresentado é o de estimação da fronteira de produção na forma funcional Cobb- Douglas.

Modelo 1 - Estimação da Cobb-Douglas

Stoc. frontier normal/truncated-normal model					Number of obs = 761	
Log likelihood = 643.81537					Wald chi2(25) = 140884.44	
					Prob > chi2 = 0.0000	
lny	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
lny						
d1	.5805026	.043432	13.37	0.000	.4953773	.6656278
d2	-.4544554	.0678153	-6.70	0.000	-.5873709	-.32154
d3	1.036128	.0948332	10.93	0.000	.8502584	1.221998
d4	.1667061	.0411047	4.06	0.000	.0861423	.2472698
d5	.4942147	.0466389	10.60	0.000	.4028041	.5856253
d6	-.4729048	.0960594	-4.92	0.000	-.6611777	-.2846318
d7	-.2346161	.0747617	-3.14	0.002	-.3811464	-.0880858
d8	-.3131176	.0496259	-6.31	0.000	-.4103826	-.2158527
d9	.1333768	.0781311	1.71	0.088	-.0197573	.2865108
d10	.0483816	.0680011	0.71	0.477	-.0848981	.1816613
d11	-.6707266	.0917803	-7.31	0.000	-.8506127	-.4908406
d12	-1.153197	.0795056	-14.50	0.000	-1.309026	-.9973691
d13	.9009336	.0642821	14.02	0.000	.774943	1.026924
d14	-.2811205	.0946743	-2.97	0.003	-.4666787	-.0955624
d15	-.3208698	.086118	-3.73	0.000	-.4896581	-.1520816
d16	-.0704968	.0272482	-2.59	0.010	-.1239022	-.0170914
d17	-.4629001	.1158031	-4.00	0.000	-.6898699	-.2359302
d18	-.4457206	.0704716	-6.32	0.000	-.5838423	-.3075989
t	.0330707	.0062999	5.25	0.000	.0207231	.0454183
t2	-.0004157	.0000761	-5.46	0.000	-.0005649	-.0002666
ll	-.0414601	.0492059	-0.84	0.399	-.137902	.0549817
lk	.5928276	.019653	30.16	0.000	.5543085	.6313468
tl1	.0038791	.0009064	4.28	0.000	.0021026	.0056555
tlk	-.0027496	.0006312	-4.36	0.000	-.0039866	-.0015125
_cons	9.898426	.7251647	13.65	0.000	8.477129	11.31972

mu						
t	-0.001319	.0056145	-0.02	0.981	-.0111361	.0108723
g	3.562186	.6163876	5.78	0.000	2.354089	4.770284
dppp	-.5430803	.1763441	-3.08	0.002	-.8887084	-.1974521
lninf	1.016993	.3757851	2.71	0.007	.280468	1.753518
open1	-.6103323	.26612	-2.29	0.022	-1.131918	-.0887466
open2	.1312998	.1397965	0.94	0.348	-.1426963	.4052959
lnkhu1	-.0960927	.0444132	-2.16	0.030	-.183141	-.0090444
_cons	.8529171	.6735315	1.27	0.205	-.4671804	2.173015
<hr/>						
/lnsigma2	-2.689593	.238214	-11.29	0.000	-3.156484	-2.222702
/ilgtgamma	3.027477	.3426307	8.84	0.000	2.355933	3.699021
<hr/>						
sigma2	.0679086	.0161768		.0425752		.1083161
gamma	.9538001	.0150982		.9134047		.9758499
sigma_u2	.0647712	.0162031		.0330137		.0965287
sigma_v2	.0031374	.0006894		.0017862		.0044885

O segundo modelo corresponde à estimação da fronteira de produção na forma funcional translog, conforme demonstrado a seguir.

Modelo 2 - Estimação da Translog Completa

Stoc. frontier normal/truncated-normal model	Number of obs = 761
	Wald chi2(28) = 214555.69
Log likelihood = 660.09297	Prob > chi2 = 0.0000

lny	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
d1	.505188	.045636	11.07	0.000	.4157431 .5946329
d2	-.4532909	.0734388	-6.17	0.000	-.5972283 -.3093534
d3	.5028151	.1391901	3.61	0.000	.2300075 .7756227
d4	.2199351	.04056	5.42	0.000	.1404389 .2994312
d5	.4298376	.0489528	8.78	0.000	.3338919 .5257834
d6	-.7102423	.0989406	-7.18	0.000	-.9041622 -.5163224
d7	-.2041213	.0795844	-2.56	0.010	-.3601039 -.0481388

d8	-.3024948	.0605268	-5.00	0.000	-.4211252	-.1838644
d9	.1582387	.0798699	1.98	0.048	.0016967	.3147808
d10	.0911708	.0725771	1.26	0.209	-.0510777	.2334192
d11	-.7305092	.0889505	-8.21	0.000	-.904849	-.5561695
d12	-1.351401	.0890981	-15.17	0.000	-1.52603	-1.176772
d13	.6773458	.0748296	9.05	0.000	.5306825	.8240091
d14	-.4252932	.0977268	-4.35	0.000	-.6168341	-.2337522
d15	-.3924418	.0852632	-4.60	0.000	-.5595547	-.225329
d16	-.0475211	.0301545	-1.58	0.115	-.1066229	.0115807
d17	-.969056	.1302048	-7.44	0.000	-1.224253	-.7138594
d18	-.6280975	.0732688	-8.57	0.000	-.7717017	-.4844932
t	.091168	.0163204	5.59	0.000	.0591806	.1231555
t2	-.000267	.0000757	-3.53	0.000	-.0004154	-.0001186
ll	-3.454548	.5791525	-5.96	0.000	-4.589666	-2.31943
lk	1.473094	.3381821	4.36	0.000	.8102696	2.135919
tl	-.0019552	.0012051	-1.62	0.105	-.0043172	.0004068
tlk	-.0016819	.0006905	-2.44	0.015	-.0030353	-.0003286
lllk	-.0245212	.0343397	-0.71	0.475	-.0918257	.0427833
llll	.2713228	.065615	4.14	0.000	.1427198	.3999258
lklk	-.0192499	.024475	-0.79	0.432	-.0672202	.0287203
_cons	23.77998	4.299561	5.53	0.000	15.353	32.20697

mu							
t		.0055022	.0045135	1.22	0.223	-.0033441	.0143486
g		3.021351	.5048531	5.98	0.000	2.031857	4.010845
dppp		-.4342803	.1359318	-3.19	0.001	-.7007017	-.1678589
lninf		.8612958	.3542142	2.43	0.015	.1670487	1.555543
open1		-.403165	.1970248	-2.05	0.041	-.7893265	-.0170036
open2		.0681678	.1210214	0.56	0.573	-.1690297	.3053653
lnkhu1		-.0793389	.0353453	-2.24	0.025	-.1486145	-.0100634
_cons		.5735527	.5417443	1.06	0.290	-.4882466	1.635352

/lnsigma2		-2.643919	.2229931	-11.86	0.000	-3.080977	-2.206861
/ilgtgamma		4.142943	.4644419	8.92	0.000	3.232654	5.053233

sigma2		.0710822	.0158508			.0459144	.1100456
gamma		.9843721	.0071448			.9620448	.9936519
sigma_u2		.0699713	.0158774			.0388521	.1010904
sigma_v2		.0011109	.0004316			.0002649	.0019568

O modelo seguinte faz referencia a estimação da fronteira de produção na forma funcional translog com restrição nos parâmetros.

Modelo 3 - Estimação da Translog com restrição

Stoc. frontier normal/truncated-normal model	Number of obs = 761
Log likelihood = 606.00994	Wald chi2(24) = 9794.13
	Prob > chi2 = 0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	

lnyl						
d1	.2413455	.0283625	8.51	0.000	.1857561	.2969349
d2	.0839545	.0566648	1.48	0.138	-.0271065	.1950155
d3	.1939379	.0414694	4.68	0.000	.1126594	.2752164
d4	.2298192	.0411068	5.59	0.000	.1492514	.310387
d5	.3322405	.0531264	6.25	0.000	.2281147	.4363663
d6	.3892836	.0505849	7.70	0.000	.2901389	.4884282
d7	.3213418	.0582348	5.52	0.000	.2072036	.43548
d8	.0291968	.0468057	0.62	0.533	-.0625407	.1209344
d9	.6432559	.0594674	10.82	0.000	.5267019	.7598099
d10	.5336187	.0591182	9.03	0.000	.4177491	.6494883
d11	.0864822	.0620375	1.39	0.163	-.0351091	.2080735
d12	-.3727699	.044515	-8.37	0.000	-.4600176	-.2855222
d13	.3863444	.0389101	9.93	0.000	.3100821	.4626068
d14	.565496	.0592685	9.54	0.000	.4493319	.6816602
d15	.4308726	.0569435	7.57	0.000	.3192653	.5424798
d16	-.0752543	.0372628	-2.02	0.043	-.148288	-.0022206
d17	.6785903	.0457781	14.82	0.000	.5888669	.7683138
d18	.1888073	.0375837	5.02	0.000	.1151445	.26247
t	.0133083	.0069436	1.92	0.055	-.0003009	.0269174
t2	-.0004466	.0000735	-6.08	0.000	-.0005907	-.0003025
lkl	-.3201021	.3023284	-1.06	0.290	-.9126548	.2724507
tlkl	-.0001803	.0006426	-0.28	0.779	-.0014398	.0010793
z	.0871869	.0297454	2.93	0.003	.028887	.1454868
_cons	7.852377	1.515017	5.18	0.000	4.882998	10.82176

mu						
t	-.0013196	.0066346	-0.20	0.842	-.0143232	.0116841

g		2.748529	.436898	6.29	0.000	1.892225	3.604834
dppp		-2.459505	.5244699	-4.69	0.000	-3.487447	-1.431563
lninf		.9301151	.3761784	2.47	0.013	.192819	1.667411
open1		-.1158052	.2224246	-0.52	0.603	-.5517493	.320139
open2		.437676	.1167141	3.75	0.000	.2089205	.6664315
lnkhu1		.0011184	.0134263	0.08	0.934	-.0251966	.0274334
-----+							
/lnsigma2		-3.532501	.2640158	-13.38	0.000	-4.049963	-3.01504
/ilgtgamma		.5975989	.4932003	1.21	0.226	-.369056	1.564254
-----+							
sigma2		.0292317	.0077176			.017423	.0490439
gamma		.6451068	.1129153			.4087691	.8269629
sigma_u2		.0188576	.0082297			.0027276	.0349875
sigma_v2		.0103741	.0008757			.0086579	.0120904

O quarto modelo é a estimação da fronteira de produção com a ausência de progresso técnico, na forma funcional translog.

Modelo 4 - Estimação da Translog com ausência de Progresso Técnico

Stoc. frontier normal/truncated-normal model	Number of obs =	761
	Wald chi2(23) =	82613.80
Log likelihood = 621.93142	Prob > chi2 =	0.0000

lny	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
d1	.3327849	.0306989	10.84	0.000	.2726162 .3929537
d2	-.258453	.0771637	-3.35	0.001	-.4096911 -.107215
d3	.3136443	.0767554	4.09	0.000	.1632066 .464082
d4	.1926155	.0500007	3.85	0.000	.0946159 .2906152
d5	.2464267	.0609346	4.04	0.000	.1269971 .3658562
d6	-.1441176	.0973993	-1.48	0.139	-.3350166 .0467814
d7	-.0103224	.0782014	-0.13	0.895	-.1635943 .1429494
d8	-.1740021	.0614896	-2.83	0.005	-.2945195 -.0534846
d9	.2324485	.0908371	2.56	0.010	.054411 .410486
d10	.2132415	.0769884	2.77	0.006	.0623471 .3641359
d11	-.3412252	.087969	-3.88	0.000	-.5136411 -.1688092

d12	-.8698293	.0868576	-10.01	0.000	-1.040067	-.6995914
d13	.447227	.0462583	9.67	0.000	.3565624	.5378915
d14	-.0811688	.1163766	-0.70	0.486	-.3092627	.1469251
d15	-.0163869	.0882621	-0.19	0.853	-.1893774	.1566035
d16	-.1464351	.0383875	-3.81	0.000	-.2216732	-.0711971
d17	-.0742032	.1304632	-0.57	0.570	-.3299064	.1815001
d18	-.189112	.0799835	-2.36	0.018	-.3458769	-.0323472
ll	-1.06287	.5036476	-2.11	0.035	-2.050002	-.0757391
lk	1.147219	.381765	3.01	0.003	.3989733	1.895465
llk	-.0310284	.0386353	-0.80	0.422	-.1067522	.0446954
lll	.1432187	.0635342	2.25	0.024	.018694	.2677433
lkl	-.0066968	.0315377	-0.21	0.832	-.0685097	.055116
_cons	9.286333	2.768596	3.35	0.001	3.859985	14.71268

mu						
t	-.0251004	.0028458	-8.82	0.000	-.0306781	-.0195228
g	1.941475	.2674582	7.26	0.000	1.417267	2.465683
dppp	-.1992168	.0715085	-2.79	0.005	-.3393709	-.0590627
lninf	.5759446	.229357	2.51	0.012	.126413	1.025476
open1	-.0146919	.0962377	-0.15	0.879	-.2033143	.1739306
open2	.5121095	.0857813	5.97	0.000	.3439813	.6802378
lnkhu1	-.0041818	.0199942	-0.21	0.834	-.0433697	.0350061
_cons	.184537	.3163605	0.58	0.560	-.4355182	.8045921

/lnsigma2	-3.816864	.1981599	-19.26	0.000	-4.205251	-3.428478
/ilgtgamma	.8579972	.4763884	1.80	0.072	-.0757069	1.791701

sigma2	.0219967	.0043589			.014917	.0324363
gamma	.702242	.0996119			.4810823	.8571357
sigma_u2	.015447	.0051694			.0053152	.0255788
sigma_v2	.0065497	.0010786			.0044356	.0086638

O modelo 5 corresponde a estimação da fronteira de produção também na forma funcional tranlog, sem os efeitos da ineficiência técnica.

Modelo 5 - Estimação da Translog sem efeito de ineficiência técnica

Stoc. frontier normal/truncated-normal model		Number of obs = 779				
Log likelihood = 524.20495		Wald chi2(23) = 329515.79				
		Prob > chi2 = 0.0000				
lny	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
d1	.2878263	.0234828	12.26	0.000	.2418009	.3338517
d2	.2265951	.0526951	4.30	0.000	.1233147	.3298756
d3	.176861	.0867993	2.04	0.042	.0067375	.3469845
d4	.4739292	.0348474	13.60	0.000	.4056295	.5422288
d5	.4980724	.0544507	9.15	0.000	.391351	.6047939
d6	.3643233	.066181	5.50	0.000	.2346109	.4940356
d7	.5628839	.0530533	10.61	0.000	.4589013	.6668665
d8	.1839442	.0476751	3.86	0.000	.0905027	.2773856
d9	.8625893	.0548881	15.72	0.000	.7550106	.970168
d10	.726932	.0534126	13.61	0.000	.6222452	.8316188
d11	.2341139	.0560231	4.18	0.000	.1243107	.3439172
d12	-.4033439	.0598741	-6.74	0.000	-.5206951	-.2859928
d13	.4345346	.0444958	9.77	0.000	.3473244	.5217448
d14	.5482136	.0676761	8.10	0.000	.4155709	.6808562
d15	.581644	.063852	9.11	0.000	.4564964	.7067915
d16	.0614438	.0298966	2.06	0.040	.0028476	.12004
d17	.4698899	.0852438	5.51	0.000	.302815	.6369647
d18	.2613893	.0498947	5.24	0.000	.1635974	.3591811
ll	-.8771898	.4610371	-1.90	0.057	-1.780806	.0264263
lk	.7547273	.3554382	2.12	0.034	.0580812	1.451373
lllk	-.0760719	.02928	-2.60	0.009	-.1334596	-.0186842
llll	.2014444	.0583187	3.45	0.001	.0871418	.3157469
llllk	.0436785	.023437	1.86	0.062	-.0022572	.0896142
_cons	10.57469	2.078972	5.09	0.000	6.499984	14.6494
/mu	-.0732002	.0728719	-1.00	0.315	-.2160265	.069626
/lnsigma2	-2.681853	.1878783	-14.27	0.000	-3.050088	-2.313618
/ilgtgamma	5.617301	.7012425	8.01	0.000	4.242891	6.991711
sigma2	.0684362	.0128577			.0473548	.0989027
gamma	.9963787	.0025302			.9858375	.9990814
sigma_u2	.0681884	.012839			.0430245	.0933523
sigma_v2	.0002478	.0001722			-.0000897	.0005854
H0: No inefficiency component:			z = -2.428	Prob<=z = 0.008		

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

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.

BARRO, R. J.; LEE, J. W. International comparisons of educational attainment. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 363-394, 1993.

_____ Sources of economic growth. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 1-46, 1994.

_____ International measures of schooling years and schooling Quality. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 86,p. 218-223, 1996.

_____ International data on educational attainment: updates and implications. *CID Working Paper n° 42*, 34 p, april, 2000.

BARRO, R.; SALA-I-MARTIN, X. Technological diffusion, convergence, and growth. *NBER Working Paper n° 5151*, 1995.

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

BATTESE, G. E. Frontier production function and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. *Agricultural Economics*, v. 7, p. 185-208, 1992.

BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. A stochastic frontier production incorporating a model for technical inefficiency effects. *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, N. 69, Departament 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.

COELLI, T.J. A guide to FRONTIER version 4.1: a computer program for stochastic frontier production and cost function estimation. *CEPA Working Paper 07*, 1996.

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

FARRELL, M.J. The measurement of productive efficiency. *Journal of Royal Statistical Society*, Series A, CXX, Part 3, p. 253-290, 1957.

FORSUND, F. R.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. A survey of frontier productivity functions and their relationship to efficiency measurement. *Journal of Econometrics*, v. 13, p. 5-25, 1980.

FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. In: FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. (eds). *The measurement of productive efficiency: techniques and applications*. New York: Oxford University Press, 1993.

GREEN, W. I. I. The econometric approach to efficiency analysis. In: FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. (eds). *The measurement of productivity efficiency: techniques and applications*. New York: Oxford University Press, p. 68-119, 1993.

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

GROSSKOPF, S. Efficiency and productivity. In: FRIED, H. O.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, S. S. (eds). *The measurement of productivity efficiency: techniques and applications*. New York: Oxford University Press, p. 160-194, 1993.

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

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

LUCAS, R. E. On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, p. 3-42, 1988.

MACEDO, B. G. As idéias de Raúl Prebisch sobre a industrialização periférica:1949-1954. Dissertação de Mestrado, Campinas: IE/Unicamp, mimeo., 1994.

MALMQUIST, S. Index number and indifference curves. *Trabajos de Estadística*, 1953, 4 (1), pp.209-42, 1953.

MARINHO, E.; BITTENCOURT, A. Produtividade e Crescimento Econômico na América Latina. *Estud. econ., São Paulo*, v. 37, n. 1, p. 5-33, janeiro-março 2007.

MEEUSEN, W.; van den BROECK. Efficiency estimation from COBB-DOUGLAS production with composed error. *International Economics Review*, 32, 715-723, 1977.

MILLER, S.; UPADHYAY, M. P. The effects of openness, trade orientation, and human capital on total factor productivity. *Journal of Development Economics*, vol. 63, p. 399-423, 2000.

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.

REINHARDT, N.; PERES, W. Latin America's new economics model: micro responses and economic restructuring. *World Development*, vol. 28, n° 9, p. 1543-1566, 2000.

ROMER, P. Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94, p. 1002-1037, 1986.

_____ Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98, part 2, p. S71-S102, 1990.

SCHMIDT, P. Frontier production function. *Econometric Reviews*, v. 4, p. 289-328, 1986.

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

SCULLY, Geral W. The size of the state, economic growth and the efficient utilization of national resources. *Public Choice*, v. 63, n. 2, p. 149-164, nov. 1989.

SHESHINSKI, E. Optimal accumulation with learning-by-doing. K. Shell (ed.), *Essays on the theory of optimal economic growth*. Cambridge: MIT press, 1967.

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

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

THE WORLD BANK GROUP/ ECONOMIC GROWTH RESEARCH.
<http://www.worldbank.org/research/growth/GNDdata.htm>. Acesso em 10 jun 2008.

**CAPÍTULO 2 - ABERTURA COMERCIAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO:
TESTE DE CAUSALIDADE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS 1986-2005**

CAPÍTULO 2 - ABERTURA COMERCIAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO: TESTE DE CAUSALIDADE PARA OS ESTADOS BRASILEIROS 1986-2005

1 INTRODUÇÃO

A relação crescimento econômico e comércio, ou abertura comercial é um assunto sempre em discussão na área econômica. Tal tema tem correntes ambíguas e pesquisadores do mundo todo mostram o lado positivo e negativo desta relação em vários países, tanto em países em desenvolvimento, bem como em países desenvolvidos.

Na literatura de comércio e desenvolvimento econômico, as relações de comércio e crescimento é um ponto bastante debatido ao longo dos últimos cinquenta anos. Inicialmente nas décadas de 1950 a 1960, o modelo de substituição de importações tinha uma função importante no processo de desenvolvimento dos países em desenvolvimento. Na década seguinte, enfatizou-se uma política comercial que favorecesse o aumento das exportações. Já em meados de 1980, passou a dominar uma visão de que a política comercial dos países em desenvolvimento deveria permitir não só um estímulo das exportações, mas também, um aumento das importações, através da redução de barreiras alfandegárias. Assuntos tratados no Consenso de Washington, o qual acreditava que uma maior integração econômica poderia acelerar o processo de desenvolvimento através dos ganhos de produtividade, bem como estimularia o mercado interno, através da competição (Barreto et al., 2003).

É observado que nos últimos anos, o Brasil vem apresentando boas taxas de crescimento econômico, bem como, um bom desempenho diante do comércio internacional, o que poderia ser atribuído à contribuição da abertura comercial.

No entanto, há um questionamento entre pesquisadores quanto a poder realmente fazer uma relação de desempenho dessas taxas de crescimento, conectando-as, além do que, se elas caminham numa mesma direção num co-movimento, e ainda se a existência de uma dessas variáveis implica necessariamente na existência da outra.

Na verdade, o que se pode analisar são as relações de precedência existentes, haja vista, que existem outros inúmeros fatores que podem ser relacionados tanto ao crescimento de uma variável, como de outra. Vale salientar, entretanto, que a maioria dos estudos pertinentes ao tema empregou técnicas de análise que não consideram explicitamente a dinâmica temporal do processo de crescimento e abertura comercial, onde o quadro presente

desses processos exibem tendência a perpetuar no tempo ou de influenciar o quadro dos mesmos no futuro, além de trabalharem com dados agregados, o que de certa forma pode ocultar resultados relevantes assim como levar a conclusões imprecisas.

Nesse sentido, motivado pela controvérsia acima, incorporando o efeito temporal no comportamento dos referidos processos através de um modelo dinâmico e com dados desagregados por estado, a proposta deste trabalho é analisar se os resultados da abertura comercial tiveram impacto no processo de crescimento econômico dos estados brasileiros, haja vista a carência de trabalhos empíricos no Brasil em termos estaduais, pretende-se avaliar esta relação de comércio internacional e crescimento econômico durante um período de vinte anos para os estados da federação, entre 1986 a 2005.

Para alcançar os objetivos acima descritos, utiliza-se modelos dinâmicos para dados em painel, desenvolvidos por Holtz-Eakin *et al.* (1988) e Arellano-Bond (1991). Mais precisamente, irá ser feito um teste de causalidade de Granger baseado no artigo seminal de Granger (1969).

Segundo Erdil e Yetkiner (2004) a literatura geralmente não provê métodos muito diversificados para dados em painel em relação ao teste original proposto por Granger (1969). Segundo os autores, é possível identificar dois tipos de abordagens descritos nas seções seguintes.

Dessa forma, para a análise de causalidade entre crescimento econômico e abertura comercial para os estados brasileiros no período de 1986 a 2005, este capítulo se subdivide em mais três seções além desta introdução, sendo a próxima uma breve revisão literária sobre artigos relacionados à abertura comercial e crescimento econômico, a terceira seção trata da metodologia utilizada, e na seção seguinte são apresentados os respectivos resultados, e por fim as considerações finais.

2 ABERTURA COMERCIAL E CRESCIMENTO ECONÔMICO

Diante destes dois temas, encontram-se opiniões ambíguas em relação à causalidade de um em outro. Na literatura referente ao assunto, tem-se pelo lado da visão positiva, que o comércio internacional é visto como um ingrediente importante para o crescimento econômico. O fator crucial do argumento dessa relação entre crescimento e comércio é que abertura comercial acelera o crescimento e o desenvolvimento de um país. Na literatura da economia internacional é discutido que abertura comercial leva ao crescimento econômico pela especialização de um país e do seu nível de produtividade. Essa relação

positiva entre comércio e crescimento econômico tem sido evidenciada em muitos trabalhos empíricos, por exemplo: de Baldwin, 1963; Keesing, 1974; Krueger 1978; Méier 1984; Frankel e Romer 1999; Gallup, Radelet e Warner 1999 e Irwin e Tervio 2002.

Motivados pelo argumento de que mais comércio acelera o crescimento econômico, países em desenvolvimento começaram reformas no regime de suas políticas de troca, na forma de redução de barreiras tarifárias e não tarifárias para estimular o aumento do comércio internacional, fenômeno que é nomeado de “liberalização comercial”.

Para alguns autores, como Hassan (2005), a relação entre pobreza e comércio é tanto direta como indireta. O comércio afeta esta relação diretamente, através do seu impacto no custo de vida, empregos e salários. O comércio também aumenta a arrecadação governamental, a qual pode ser gasta nas atividades de bem estar tais como educação e saúde. A ligação direta entre comércio e pobreza toma lugar através do desenvolvimento e utilização das capacidades produtivas, tais como acumulação de capital físico, humano e organizacional e progresso tecnológico (UNCTAD, 2004).

Portanto, nesta visão, o canal indireto através do qual a relação entre pobreza e comércio é realizada, é o canal do crescimento econômico. A proposta é que, o comércio acelera o crescimento, e o crescimento aumenta a renda e reduz a pobreza. Esta ligação indireta entre comércio e pobreza é muito importante para manter a redução da pobreza na maioria dos países em desenvolvimento no longo prazo. Em outras palavras, para manutenção da redução da pobreza através do comércio internacional nos países pobres, deve haver uma relação de equilíbrio entre comércio e crescimento econômico no longo prazo, enfatizando ainda que, esta é uma corrente positiva do assunto.

A literatura de crescimento e desenvolvimento econômico apresenta vários argumentos favoráveis sobre a relação que existe entre comércio exterior e crescimento econômico. Na literatura existe um número de razões para apoiar a hipótese de que exportações levam ao crescimento. O aumento das exportações pode levar a um aumento da demanda por produtos do país e desta forma o produto real pode ser aumentado. Também, se as exportações aumentam isto pode determinar a especialização na produção dos produtos exportados e um aumento da produtividade neste setor (Giles e Williams, 2000). A opinião positiva sobre a relação entre comércio e crescimento é devido aos ganhos da especialização internacional na qual isto é adicionado o apoio adicional de um alto número de efeitos internos do desenvolvimento de um país.

As trocas internacionais trazem ganhos de bem estar e eficiência dos quais beneficiam todos os países, não importando sua situação inicial, seu nível de

desenvolvimento, nível tecnológico ou dotação natural de recursos. Esses ganhos são diferentes com respeito aos seus pertences e especialização está sendo desenhada pelos clássicos da teoria de Adam Smith e David Ricardo ou pelas vantagens dos grandes mercados, implicado pelas novas teorias de comércio (Krugman e Helpman, 1988).

Os estudos baseados na relação entre importação e PIB, mesmo sendo considerados fracos no que concerne a metodologia estatística, tem também um papel importante no fortalecimento da relação global entre crescimento e comércio. Grossman e Helpman (1991) demonstraram o papel importante da importação de bens ou dos equipamentos estrangeiros no processo de crescimento econômico de um país. O papel desses importados é introduzir equipamentos estrangeiros os quais incorporam tecnologia estrangeira na produção interna de manufaturados do país, de forma a criar um sistema de produção nacional mais eficiente. Como uma consequência, eles dariam coragem a aumentar a capacidade produtiva, o aumento da produtividade global dos fatores na produção final e o desenvolvimento da capacidade tecnológica do país importador, através da difusão internacional de conhecimento. Outros estudos que foram orientados sobre a relação importação e crescimento foram os de Pereira (1996) e Larre e Torres (1991), os quais alcançaram resultados favoráveis do impacto da tecnologia de importação sobre o processo de crescimento econômico.

Divergindo das evidências acima, há outra corrente de pesquisa que encontra resultados diferentes, ou seja, apresenta uma visão negativa do assunto, rejeitando a validade geral da maioria dos trabalhos existentes neste assunto, Cling (2006) afirma que a abertura comercial não exerce uma boa influência no crescimento econômico por desencadear um aumento das desigualdades dentro de um país. Em seu trabalho ele trata do impacto da liberalização comercial e do comércio sobre a pobreza nos países em desenvolvimento, onde encontra que fora o sucesso dos países emergentes asiáticos, o esquema de crescimento pela produção e exportação de produtos intensivos em mão de obra como meio universal de um país sair da pobreza não é válido. De uma maneira geral, os custos da liberalização comercial, são obstáculos que podem impedir de retirar os benefícios para tanto desejados.

De qualquer modo, tanto tendo visões positivas, como não de suas consequências, a relação entre comércio e crescimento é acreditada caminhar junto num chamado comovimento. Geralmente, as exportações têm valor significativo nessa relação, portanto diversos pesquisadores conduziram trabalhos no sentido de avaliar se exportações levam ao crescimento, identificando aí uma causalidade.

A questão se o co-movimento entre exportações e crescimento reflete uma identidade de contas de crescimento, ou se existe uma ligação causal entre eles, é uma questão principal das investigações empíricas sobre exportações levar ao crescimento. Marin (1992) *et. al* desenvolveu este tipo de análise em países desenvolvidos.

Em países em desenvolvimento alguns estudos foram desenvolvidos embora pesquisadores tenham encontrado problemas na investigação dessa relação. Um dos principais problemas foi a ausência de dados regulares para um período de tempo suficiente para validar os resultados empíricos. No estudo desenvolvido para Romênia, Morris (2005) avaliou exportações e importações podendo contribuir para o crescimento econômico do país num senso causal.

No caso brasileiro, a abertura comercial desencadeada na década de 90 dá indícios de um aumento no crescimento econômico, o crescimento do PIB ao longo das últimas décadas, mostrou-se também acompanhado de uma evolução nas relações de exportações e importação do país. Conforme os valores apresentados na Tabela 2.1, percebe-se o incremento nesse período de quase vinte anos, tanto no PIB por cada estado brasileiro, como nas relações de comércio, representadas pela participação das exportações e importações no PIB de cada estado.

Tabela 2.1 – PIB e Participação das Exportações e Importações em 1986 e 2004.

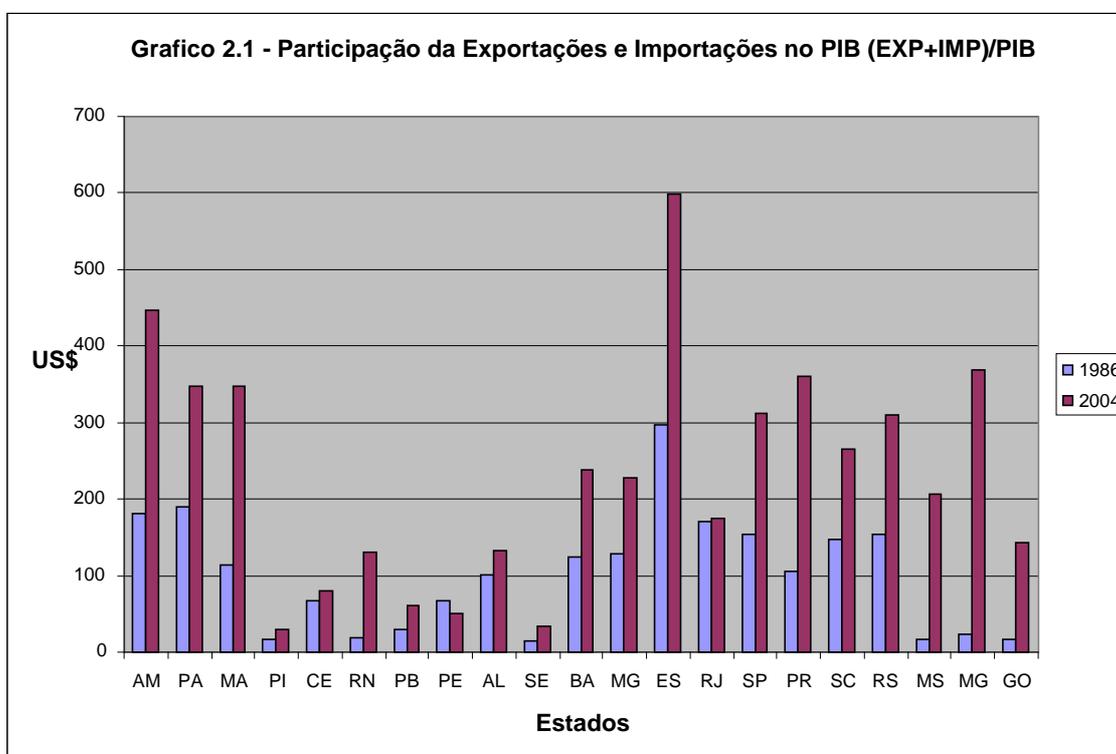
Estados	PIB (U\$1.000)		(X+I) / PIB	
	1986	2004	1986	2004
AM	4.416.966,00	12.269.180,90	182,25	447,56
PA	4.352.639,00	11.690.429,87	189,77	348,44
MA	2.014.898,00	5.657.054,12	114,60	347,66
PI	1.069.148,00	2.943.972,97	17,89	30,54
CE	4.355.396,00	11.370.781,07	66,92	80,62
RN	1.835.131,00	5.437.805,17	17,96	131,13
PB	1.914.536,00	5.081.213,25	28,47	61,41
PE	7.081.321,00	16.306.260,38	66,90	49,69
AL	1.974.326,00	3.950.713,36	101,48	132,90
SE	2.126.582,00	4.485.609,15	15,71	33,16
BA	12.885.303,00	29.702.251,89	125,09	238,24
MG	23.725.435,00	56.950.643,29	127,70	228,01
ES	4.414.190,00	11.790.333,50	297,36	599,18
RJ	29.047.947,00	76.087.485,08	169,95	175,41
SP	89.505.785,00	186.867.737,35	154,41	311,09
PR	14.924.706,00	37.160.747,11	105,05	361,21
SC	8.811.152,00	24.001.888,41	148,42	265,08
RS	20.400.311,00	48.844.219,45	154,29	310,61
MS	2.713.226,00	6.821.485,97	17,60	207,57
MG	2.039.988,00	9.550.271,35	23,41	368,59
GO	5.057.173,00	14.124.813,02	16,85	144,19

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Ipeadata e Secex..

De forma similar, verifica-se uma tendência crescente acentuada nas relações comerciais brasileiras. Ou seja, as importações e exportações se destacaram mais, mostrando um papel importante no desenvolvimento do comércio internacional. De acordo com as teorias de comércio internacional, uma boa medida de abertura pode ser avaliada pelo volume de exportações e importações, e suas participações no PIB de um país.

Para um efeito de melhor visualização, observa-se no gráfico 2.1, nos estados brasileiros, no período em análise, que houve um grande incremento da participação das exportações e importações, o que demonstra um maior grau de abertura comercial no país dentro deste período em estudo. Maioria dos estados mais que duplicaram essa participação nesse intervalo de quase 20 anos.

Dessa forma, com tais observações diante dos dados, resultou-se na indagação de que abertura comercial no Brasil tem efeito positivo no crescimento econômico no longo prazo. Ou se, de outra forma, o crescimento econômico irá exercer alguma influência de maneira que possa implicar numa maior abertura comercial no caso dos estados brasileiros.



Fonte: Elaboração Própria a partir de dados do SECEX..

Então, para estudar esse tipo de relação, baseado em estudos anteriores para outros países, adotou-se o procedimento de testes de causalidade, onde se verifica a existência ou não de uma relação de causalidade entre abertura comercial e crescimento econômico no caso brasileiro.

Para tanto, será utilizada a metodologia de teste de causalidade de Granger em painel, cuja metodologia será descrita na próxima seção.

2 METODOLOGIA

2.1 Fonte de Dados

Para análise econométrica, foram usados os dados anuais das taxas de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) por estado brasileiro, e uma variável correspondente à abertura comercial, medida pela participação no PIB da soma das exportações e importações, ou seja, a taxa de crescimento de $(EXP + IMP) / PIB$.

A taxa de crescimento do PIB foi calculada pela transformação $[(Y_{it} - Y_{it-1}) / Y_{it-1}] * 100$, onde Y corresponde ao PIB, i corresponde ao estado e t o período.

Apesar de existirem medidas diferenciadas para abertura comercial, aqui neste artigo, a medida de abertura foi escolhida por ser uma medida bastante utilizada na literatura referente a comércio internacional, sendo mais abrangente por englobar tanto as exportações como importações para captar os efeitos.

Os dados correspondentes foram coletados do IPEA, e do SECEX para os estados brasileiros no período de 1986 a 2005, no ano base de 2000.

2.2 Análise Econométrica

Nesta seção será descrito o método do teste de causalidade para dados em painel. Segundo Erdil e Yetkiner (2004) a literatura geralmente não provê métodos muito diversificados para dados em painel em relação ao teste original proposto por Granger (1969). Segundo os autores, é possível identificar dois tipos de abordagens. A primeira é proposta por Holtz-Eakin *et. al.* (1985) no qual utilizam um vetor autoregressivo (VAR) para estimar e realizar o teste de causalidade para dados em painel e tratam os coeficientes como variáveis. Esse mesmo procedimento também pode ser visto nos trabalhos de Hsiao (1986, 1989), Holtz-

Eakin *et al.* (1988), Weinhold (1996, 1999), Nair-Reichert e Weinhold (2001), e Choe (2003). Já a segunda corrente é liderada por Hurlin e Venet (2001), Hurlin (2004 a e b), Hansen e Rand (2004) que também utilizam um vetor autoregressivo (VAR), mas tratam os coeficientes como constantes.

2.2.1 Modelo Econométrico

A metodologia aqui descrita será baseada na primeira corrente da literatura descrita acima, mais especificamente em Holtz-Eakin *et al.* (1988), uma vez que o painel apresenta uma série temporal relativamente longa e acredita-se que exista variabilidade dos coeficientes ao longo do período.

Em um contexto usual de séries temporais, a equação de autoregressão bivariada segue a seguinte forma,

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \delta_i x_{t-i} + u_t \quad (1)$$

Onde os α 's e os δ 's são coeficientes da projeção linear de y_t na constante e nos valores de y_t e x_t , e o tamanho do *lag*, m , é suficientemente grande para garantir que u_t seja um ruído branco. Não necessariamente os tamanhos dos *lags* de y_t e x_t serão iguais, entretanto, assume-se que sejam.

Como em geral dados em painel possui um grande número de unidades *cross-sectional*, onde cada unidade possui poucas observações temporais, então, para estimar a equação (1) é preciso impor restrições que garanta a mesma estrutura para cada uma dessas unidades. Um caminho seria relaxar a restrição de *pooling* em favor de um efeito individual que transcende na prática para um intercepto individual específico. Mudança no intercepto de um vetor autoregressivo estacionário corresponde às mudanças nas médias das variáveis, assim permitindo efeitos individuais e conseqüentemente heterogeneidade individual no nível das variáveis de x e y . Um segundo caminho seria acomodar a heterogeneidade individual permitindo a variância da inovação na equação (1) variar com a unidade *cross-sectional*. Mudança na variância da inovação de um vetor autoregressivo corresponde à mudança na variância das variáveis, permitindo, desta forma, heterocedasticidade *cross-sectional* na variância da inovação e, por sua vez, permitindo heterogeneidade individual na

variabilidade de x e y . Portanto, assume-se tanto efeito individual quanto heterocedasticidade nas unidades *cross-sectional*.

É provável que o nível e a variabilidade das variáveis sejam importantes fontes de heterogeneidade individual, mas também se poderia admitir heterogeneidade individual no padrão da correlação das séries de tempo de x e y . Entretanto, permitir uma heterogeneidade semelhante é complicado uma vez que as variáveis do lado direito da equação (1) são variáveis endógenas defasadas. Desta forma, segundo Pakes e Griliches (1984) fica difícil interpretar os α^t s e δ^t s como médias dos parâmetros que variam aleatoriamente entre os indivíduos das unidades *cross-sectional*, ainda que esta interpretação seja possível quando essas variáveis são exógenas.

Por outro lado, *pooling* de unidades *cross-sectional* possui certas vantagens. Primeiro, a suposição de estacionaridade pode ser relaxada. A presença de um grande número de unidades *cross-sectional* torna possível permitir que os coeficientes defasados variem no tempo. Segundo, a teoria da distribuição assintótica para um grande número de unidades *cross-sectional* não requer que o vetor autoregressivo satisfaça a condição usual que exclui a raiz explosiva do processo.

Desta forma, pode-se derivar um modelo que relaxe as suposições acima. Assuma que existam N unidades no *cross-section* e T períodos de tempo, com i indexando as unidades do *cross-section* e t os períodos. Assim, o modelo que permite efeitos individuais e não estacionaridade entre os períodos de tempo e dado da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha_{0t} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_{it} y_{it-1} + \sum_{i=1}^{m} \delta_{it} x_{it-1} + \psi_t f_i + u_{it} \quad (2)$$

Com $(i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T)$, onde f_i é um efeito individual não observado e $\alpha_{0t}, \alpha_{1t}, \dots, \alpha_{mt}; \delta_{1t}, \dots, \delta_{mt}; \psi_t$ são coeficientes de projeção linear de y_{it} na constante, valores passados de y_{it} e x_{it} , e no efeito no individual f_i .

A especificação da equação (2) como uma projeção implica que o termo do erro u_{it} satisfaz a condição de ortogonalidade

$$E[y_{is} u_{it}] = E[x_{is} u_{it}] = E[f_i u_{it}] = 0, \quad (s < t) \quad (3)$$

Essa condição de ortogonalidade implica que as variáveis defasadas de x e y são instrumentos qualificados para equação (2).

Em um painel estático, o procedimento usual para remoção do efeito individual é o uso do estimador conhecido como *within estimator*, no qual todas variáveis são transformadas subtraindo seus valores de suas médias temporais (para cada unidade transversal). No entanto, em um contexto dinâmico, devido a presença de variáveis endógenas defasadas, tal procedimento gera estimadores inconsistentes (NICKELL, 1981).

Como alternativa, Holtz-Eakin *et al.* (1988) sugerem diferenciar a equação (2) para retirar f_i e então - para evitar a correlação entre a primeira defasagem da variável dependente e o erro - empregar um estimador de variáveis instrumentais. Vale salientar que essa transformação só será possível se as variáveis forem estacionárias. Assim, a equação (2) diferenciada é escrita na forma:

$$y_{it} - y_{it-1} = \alpha_t + \sum_{l=1}^m \alpha_l (y_{it-l} - y_{it-l-1}) + \sum_{l=1}^m \delta_l (x_{it-l} - x_{it-l-1}) + v_{it} \quad (4)$$

Onde existem somente $2m + 1$ variáveis do lado direito, o que implica que só existiram instrumentos suficientes para identificar os parâmetros se $t \geq m+2$. No caso estacionário, será possível obter as estimativas das variáveis defasadas quando $T \geq m+2$.

2.2.2 Estimação do Modelo

A inferência em equações de regressão dinâmica é tipicamente baseada em grandes amostras assintoticamente isto é, para $T \rightarrow +\infty$, onde T indica o número de períodos de tempo das variáveis envolvidas na amostra. Em econometria o modelo de relacionamento dinâmico usualmente requer a inclusão de defasagens na variável dependente. Uma observação importante que se faz a este tipo de modelo é que quando o número de período temporal é relativamente pequeno a aproximação padrão assintótica é pobre (Nankervis e Savin, 1987). Em geral os estimadores apesar de serem consistentes e assintoticamente eficientes eles são seriamente viesados em pequenas amostras.

No caso do modelo de painel dinâmico, a aproximação assintótica pode ser para $T \rightarrow +\infty$ ou para $N \rightarrow +\infty$ ou ambos, onde N indica o número de unidades observadas em

cada *cross-section* para a amostra longitudinal. Na prática T é geralmente muito pequeno e N é razoavelmente grande. A eficiência de vários tipos estimadores em modelos de componente de erro dinâmico e modelos de efeito fixo dinâmico têm sido o tema central de vários estudos teóricos e estudos de Monte Carlo, como por exemplo, Balestra e Nervo (1966), Nervo (1971), Maddala (1971) e Arellano e Bond (1991). A idéia é encontrar o viés para pequenas amostras aplicando técnicas econométricas em um contexto de regressão multivariado dinâmico, ver por exemplo Kiviet e Phillips (1993, 1994).

A especificação econométrica do modelo aqui utilizado é baseada na suposição de que o quadro corrente que caracteriza a variável dependente tende a se perpetuar ou influenciar o desempenho dos principais determinantes dessa variável no futuro. Para levar em consideração esse comportamento dinâmico, essa relação é investigada através de um modelo de regressão para dados em painel dinâmico definido da seguinte forma:

$$y_{it} = \alpha_{0t} + \sum_{l=1}^m \alpha_{lt} y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_{lt} x_{it-l} + \eta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Onde η representa os efeitos fixos não observáveis dos indivíduos e ε_{it} são os distúrbios aleatórios. Em todas as variáveis do modelo (5) o subscrito i representa a unidade *cross-section*, e t o período de tempo.

O modelo acima assume segundo Ahn e Schmidt (1995), algumas hipóteses tais como $E[\eta_i] = E[\varepsilon_{it}] = E[\eta_i \varepsilon_{it}] = 0$, $E[\varepsilon_{it} \varepsilon_{is}] = 0$ para $i = 1, 2, \dots, N$ e qualquer $t \neq s$, bem como uma hipótese relativo as condições iniciais $E[y_{i1} \varepsilon_{it}] = 0$ para $i = 1, 2, \dots, N$ e $t = 1, 2, \dots, T$.

As técnicas de estimação tradicionais são inapropriadas no caso da equação (5) devido a alguns problemas econométricos. Um exemplo seria à presença dos efeitos não observáveis dos indivíduos, η_i , juntamente com a variável dependente defasada, y_{it-l} , no lado direito da equação. Nesse caso, omitir os efeitos fixos individuais no modelo dinâmico em painel torna os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO) viesados e inconsistentes.

Para corrigir esses problemas, Arellano e Bond (1991) propõem um estimador do método dos momentos generalizado-diferenciado (MMG-diferenciado). Tal método consiste na eliminação dos efeitos fixos através da primeira diferença da equação (5),

$$\Delta y_{it} = \alpha_l \sum_{l=1}^m \Delta y_{it-l} + \delta_l \sum_{l=1}^m \Delta x_{it-l} + \Delta s_{it} \quad (6)$$

Onde para uma variável z_{it} qualquer, $\Delta z_{it} = z_{it} - z_{it-1}$.

Observe que pela construção da equação (6), Δy_{it-l} e Δs_{it} são correlacionados e, portanto, estimadores de MQO para seus coeficientes serão viesados e inconsistentes. Nesse caso, é necessário empregar variáveis instrumentais para Δy_{it-l} . O conjunto de hipóteses adotadas na equação (5) implicam que as condições de momentos $E[\Delta y_{it-l} \Delta s_{it}] = 0$, para $t = 3, 4, \dots, T$ e $l \geq 2$, são válidas. Baseados nesses momentos, Arellano e Bond (1991) sugerem empregar Δy_{it-l} , para $t = 3, 4, \dots, T$ e $l \geq 2$, como instrumentos para equação (6). Por sua vez, esse estimador também permitiria utilizar como instrumentos a primeira diferença dos regressores estritamente exógenos.

Arellano e Bonde (1991) derivaram duas versões para os estimadores de GMM. Na primeira, conhecida como estimador *one-step*, supõe-se que os termos de erro são independentes e homocedásticos nas unidades de *cross-section* e ao longo do tempo, ao passo que na segunda, chamada de *two-step*, os resíduos gerados na primeira etapa são empregados para obter uma estimativa consistente da matriz de variância-covariância, permitindo relaxar as hipóteses de independência e consistência. Assintoticamente, os dois estimadores são equivalentes, porém o *two-step* não necessita conhecer *a priori* a distribuição dos componentes η_i e s_{it} . Todavia, tem sido observado em diversos estudos que essa versão do estimador de GMM os desvios padrões tendem a serem viesados para baixo em pequenas amostras, recomendando nesse caso o uso da versão *one-step*.

Por fim, é recomendada a realização de um teste de especificação do modelo e por sua vez a consistência do estimador GMM, bem como testar a existência de correlação serial, onde os referidos autores propõem um teste direto nos resíduos da especificação em primeira-diferenças que também pode ser útil para verificar a consistência do estimador de GMM³.

³ A ausência de correlação serial está associada à falha em rejeitar a hipótese nula de autocorrelação de segunda ordem, sugerindo nesse caso que o estimador de GMM é consistente (ARELLANO e BOND, 1991).

2.2.3 Teste de Raiz Unitária para Dados em Painel

A existência de raiz unitária pode levar uma relação econométrica de dados em painel a ser espúria, como ocorre nos casos de estudos de séries de tempo.

De acordo com este fato, primeiro que tudo, antes de proceder com a estimação das equações de vetor auto-regressivo em painel (PVAR), serão aplicados os testes de raiz unitária para os dados em painel, com o objetivo de verificar se as séries utilizadas no presente estudo contêm ou não raiz unitária.

É importante ressaltar que no caso dos resultados indicarem que as séries forem não estacionárias, uma relação estimada a partir do uso da metodologia convencional para os dados de painel é considerada espúria, sendo necessária à aplicação de testes de co-integração como forma de obter uma relação consistente.

Em séries de tempo, aplica-se o teste de Dickey- Fuller aumentado (ADF), este é empregado para verificar a propriedade de estacionariedade destas entre duas variáveis. A equação estimada para o teste de Dickey-Fuller é como segue:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + a_i \sum_i^m \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Onde Δ é o operador de primeira diferença, t é o termo de tendência do tempo, ε é o erro aleatório estacionário e m é o “lag” máximo. Neste caso a hipótese nula $H_0 : \delta = 0$, isto é, uma raiz unitária existe em γ , contra a hipótese alternativa de estacionariedade, isto é $H_1 : \delta \neq 0$.

Ainda em séries de tempo, uma das implicações do teste de causalidade de Granger é que se duas variáveis, digamos X_t e Y_t , são cointegradas e cada uma é individualmente $I(1)$, isto é integrada de ordem um, então tanto X_t deve causar Y_t no sentido de Granger ou Y_t deve causar X_t no sentido de Granger. No entanto, o próximo passo é se assegurar se as duas variáveis X_t e Y_t são cointegradas, isto é, se há qualquer relação de longo prazo entre as duas variáveis. O teste de Engel Granger (EG) para cointegração é empregado para examinar esta relação. Dessa forma, a regressão $\gamma_t = \beta_1 + \beta_2 X_t + \mu_t$ é estimada e sujeita ao teste de raiz unitária de Dickey- Fuller (DF). Se o coeficiente do resíduo de defasagem é encontrado ser significativo então a hipótese nula de não estacionariedade é rejeitada, a qual significa que X_t e Y_t são cointegradas.

A literatura sobre teste de raiz unitária em painel ainda é muito recente, no entanto, os testes que são encontrados podem ser classificados em dois grupos. O primeiro grupo incorpora aqueles testes que assumem a existência de um processo de raiz unitária comum tal que os parâmetros para persistência para cada unidade (ou grupo) possuem a mesma estrutura autoregressiva (AR(1)), além de permitir a existência do efeito individual. Integram esse grupo, os testes propostos por Levin, Lin e Chu (2002) e o de Breitung (2000) e podem ser considerados como sendo um teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) com dados agrupados. A hipótese nula é a de que cada série do painel seja integrada de ordem um, contra a hipótese em que todas as séries sejam estacionárias.

O outro grupo incorpora os testes que permitem a existência de um processo individual de raiz unitária de forma que os parâmetros de persistência podem variar livremente para cada unidade (grupo). Por isso os testes são construídos a partir das estatísticas individuais. Por exemplo, a estatística de teste proposta por Im, Pesaran e Shin (1997, 2003) é o resultado de uma média das t-estatísticas de Dickey-Fuller sobre cada unidade do painel. A hipótese nula assume que todas as séries são não estacionárias enquanto que na hipótese alternativa pelo menos uma série é estacionária. O teste adquire a estrutura do ADF ao permitir que as defasagens para a variável dependente possam ser inseridas o que possibilita a autocorrelação do erro para cada série.

O teste ADF-Fisher e o PP-Fisher (BATAGI, 2005) não leva em conta as t-estatísticas, mas deriva da combinação dos valores p de cada teste de raiz unitária individual.

3 RESULTADOS

De acordo com a metodologia descrita na seção anterior, nesta seção apresentam-se os resultados para a análise dos dados do artigo.

Primeiramente, faz-se o teste de raiz unitária para verificar a estacionariedade da série de dados. As Tabelas seguintes apresentam os resultados dos testes para raiz unitária de duas maneiras, uma com a presença de intercepto individual sem tendência e outra com a presença de tendência e interceptos individuais.

Tabela 2.2 - Testes de Raiz Unitária em Painel para a Variável Taxa de abertura

Teste	Com Intercepto Individual		Com Intercepto e Tendência individuais	
	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾
	Levin, Lin & Chu t ⁽²⁾	103.215	0.8490	-231.338
Im, Pesaran and Shin W-stat ⁽³⁾	131.201	0.9052	-0.46467	0.3211
ADF - Fisher Chi-square ⁽³⁾	599.263	0.2102	640.679	0.1217
PP - Fisher Chi-square ⁽³⁾	677.696	0.0699	756.397	0.0178

Fonte: Elaboração Própria a partir dos resultados dos testes econométricos.

Notas: (1) As probabilidades para o testes de Fisher são computadas usando-se uma distribuição assintótica Qui-quadrado. Os demais testes assumem normalidade assintótica.

(2) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum)

(3) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual)

De acordo com a coluna 1 da Tabela 2.2 acima, onde se tem os resultados com intercepto individual, para os testes de raiz unitária para variável taxa de abertura verifica-se que estes apresentam raiz unitária em quase todos os testes com exceção do teste PP-Fischer que rejeita a presença de raiz unitária a um nível de confiança a 10%.

Analisando os testes com a presença de intercepto e tendência, na coluna 2 da Tabela 2.2, observa-se que os testes Levin, Lin & Chu e PP-Fischer rejeitam a presença de raiz unitária a um nível próximo de 1% de confiança. Como a variável taxa de abertura apresenta tendência em cada unidade de cross-section (Estado) pode-se assumir pelos testes Levin, Lin & Chu e PP-Fischer na presença de intercepto e tendência que esta variável é estacionária.

Tabela 2.3 - Testes de Raiz Unitária em Painel para a Variável Taxa crescimento

Teste	Com Intercepto Individual		Com Intercepto e Tendência individuais	
	Estatística	Prob. ⁽¹⁾	Estatística	Prob. ⁽¹⁾
	Levin, Lin & Chu t ⁽²⁾	-124.520	0.0000	-982.416
Im, Pesaran and Shin W-stat ⁽³⁾	-111.684	0.0000	-647.100	0.0000
ADF - Fisher Chi-square ⁽³⁾	208.121	0.0000	123.623	0.0000
PP - Fisher Chi-square ⁽³⁾	216.601	0.0000	135.869	0.0000

Fonte: Elaboração Própria

Notas: (1) As probabilidades para o testes de Fisher são computadas usando-se uma distribuição assintótica Qui-quadrado. Os demais testes assumem normalidade assintótica.

(2) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária comum)

(3) Hipótese nula: raiz unitária (assume processo de raiz unitária individual)

Quanto à variável taxa de crescimento, os resultados dos testes apresentados na Tabela 2.3 indicam a rejeição da hipótese nula de presença de raiz unitária em qualquer nível de confiança para todas as situações mostrando que esta variável é estacionária.

Dessa forma, os resultados mostrando que não há raiz unitária, e que a série é estacionária, não se faz necessário realizar os testes de cointegração para estimar o modelo.

Depois de obtidos os resultados sobre raiz unitária, conduziram-se os testes de causalidade de Granger, cujo resumo dos resultados do teste de causalidade são apresentados na Tabela 2.4, enquanto as estimações dos painéis dinâmicos via GMM referentes ao teste encontram-se em anexo.

Tabela 2.4: Teste de Causalidade de Granger em Painel para Txabert e Txcresc

Defasagens	H0: Txabert não causa Txcresc no sentido de Granger		H0: Txcresc não causa Txabert no sentido de Granger	
	Wald	Prob.	Wald	Prob.
1	216.2855	0.0000	4868236.	0.0000
2	159.3831	0.0000	356.4857	0.0000
3	64.55822	0.0000	40.37088	0.0000
4	6.673830	0.0000	8.355134	0.0000
5	2.829662	0.0166	6.755245	0.0000

Fonte: Elaboração própria a partir da estimação.

Verifica-se pelos resultados apresentados na tabela acima que rejeita-se a hipótese nula de não causalidade no sentido de Granger para todas as defasagens em qualquer nível de confiança com exceção do teste para a hipótese nula “Txabert não causa Txcresc” no sentido de Granger, para a quinta defasagem no qual rejeita esta hipótese a um nível próximo de 1%. Esses resultados indicam que há uma causalidade bidirecional entre taxa de abertura e taxa de crescimento do PIB para o período compreendido entre 1986 a 2005 para os estados brasileiros. O que significa dizer que tanto uma maior taxa de abertura vai influenciar em uma maior taxa de crescimento econômico, como a relação inversa, uma maior taxa de crescimento influenciará numa maior abertura comercial. É importante ressaltar que esses resultados indicam apenas uma direção de causalidade não implicando necessariamente que este seria o único fator a influenciar a ocorrência de um fato no outro, devendo-se levar em consideração os demais fatores a influenciar tanto abertura comercial como crescimento econômico.

Tyler (1981) trabalhou sobre uma amostra de 55 países em desenvolvimento e confirmou uma relação positiva entre a expansão das exportações e o aumento da produção. Mas, durante suas análises, ele renunciou a alguns países da amostra devido ao fato de ter observado que foi necessário um nível mínimo de desenvolvimento para os países se beneficiarem das expansões das exportações, principalmente da exportação de manufaturados.

Jung & Marshall (1995) que também usaram a técnica de testes de causalidade de Granger apoiaram a hipótese de exportações levam ao crescimento apenas pra quatro dos trinta e sete países em desenvolvimento considerados. No caso de três países, foi encontrada uma relação significativa estatisticamente do crescimento do produto para o crescimento das exportações. Seis países exibiram evidências de uma relação de redução, enquanto outros três países apoiaram a relação crescimento reduz exportação.

Hassan (2005) testou causalidade no sentido de Granger por um período de 20 anos para Bangladesh, e verificou uma relação de equilíbrio no longo prazo entre abertura e crescimento econômico e a existência de causalidade unidirecional de abertura comercial para crescimento econômico. No entanto a estrutura de comércio não foi tal que ajudasse a redução da pobreza neste país.

Deve-se ressaltar que tais artigos que trabalharam com causalidade, trataram de períodos e de localidades diferentes. Mas fazem referencia a trabalhos que utilizam metodologias similares.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este artigo trabalhou uma metodologia de causalidade de Granger em painel para testar a relação entre abertura de comércio e crescimento econômico para os estados brasileiros no período de 1986 a 2000. Utilizaram-se dados de exportação e importação sobre o PIB, como medida de abertura comercial e os dados de PIB por estado para fazer referência a crescimento econômico. Trabalhou-se com taxas de crescimento de ambas variáveis para a efetiva análise de causalidade.

De acordo com os resultados obtidos, verifica-se uma relação dúbia de causalidade para o crescimento econômico e abertura comercial, ou seja, tanto abertura comercial pode vir a influenciar no crescimento econômico, como o crescimento econômico pode influenciar numa maior dinâmica de comércio para os estados brasileiros para o período em análise.

Diante destes resultados, ressalta-se a importância de políticas públicas que estimulem um maior volume de comércio para os estados brasileiros a fim de que reflitam numa maior expansão do PIB. Haja vista, que sendo a abertura comercial medida por uma relação que também incorpora o PIB em sua análise, um maior volume de comércio, com estímulo as exportações, poderia gerar saldos positivos nas relações comerciais, além de incentivos internos ao desenvolvimento de atividades que valorizem as vantagens comparativas de cada estado do país.

Sugerem-se estudos posteriores que possam avaliar os maiores impactos de um aumento do volume de comércio nos estados brasileiros e seus reflexos no desenvolvimento e crescimento econômico dos mesmos.

Outra sugestão para trabalhos futuros seria avaliar também através de uma outra metodologia utilizada por Granger e Huang (1977), a qual testa a causalidade realizada para erros de previsões oriundos das “previsões pós-amostra” e para “previsões fora da amostra”, gerados através da retirada de unidades seccionais da amostra.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACEMOGLU, D.; S. JOHNSON, and J. ROBINSON 2001. The colonial Origins of comparative development: *An empirical Investigation*. *American Economic Review*, 91: 1369-1401.
- ACEMOGLU, D.; S. JOHNSON, and J. ROBINSON 2001.2002.Reversal of fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern world Distribution of Income. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4): 1231:1294.
- AHN AND SCHMIDT, (1995) S. Ahn and P. Schmidt, Efficient estimation of a model with dynamic panel data, *Journal of Econometrics* **68** (1995), pp. 5–27
- ARELLANO, M. & BOND, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations, *Review of Economic Studies* **58**, 277-297.
- BALDWIN, R. E. (2003), “Openness and growth: What’s the empirical Relationship?”, *Working paper N° 9578, Cambridge MA, National Bureau of Economic Research*.
- BALDWIN, R (1963), “Exports Technology and Development from a Subsistence Level”, *Economic Journal*, 73: 80-92.
- BALESTRA, P.; NERVOLE. M. (1966) . "Pooling Cross-Section and Time Series Data in the Estimation of the Dynamic Model: The Demand for Natural Gas,"*Econometrica*, 34, 1966, pp. 585–612.
- BARRETO, F.A.D.F.; Castelar, I.; Benevides, A.de A. Integração Comercial, Dotação de Fatores e a Desigualdade de Renda Pessoal dos Estados. Brasileiros. IPEA. In: *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v.33, n.3, dez. 2003, p.597-624.
- BALTAGI, H. B. (1981). "Simultaneous Equations with Error Components,"*Journal of Econometrics*, 17, 1981, pp. 189–200.
- BALTAGI, H.B. *Econometric Analysis of Panel Data*, Sussex, United Kingdom: John Wiley and Sons, 1995.
- BALTAGI, B.H. (2005): *Econometric Analysis of Panel Data*, Third edition. Chichester: Wiley.
- BREITUNG, J. (2000): The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data, in: B. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, *Advances in Econometrics*, Vol. 15, JAI: Amsterdam, 161-178.
- BRINKLEY G. L. The macroeconomic impact of improving health: investigating the casual direction. UC Davis.

- CLING, Jean-Pierre (2006), “Commerce, croissance, pauvreté et inégalités des PED: une revue de littérature. Document de travail DIAL. *Institut de recherche pour le développement, France.*
- DEMURGER S. (2000), “Ouverture économique et croissance en Chine”, *Etudes du Centre de Développement de l’OCDE, Paris, OCDE.*
- DOLLAR D. et KRAAY A. (2002), “Growth is good for the poor”, *Journal of Economic Growth*, Vol. 7 (3), p. 195-225.
- DOLLAR D. et KRAAY A. (2004), “Trade, Growth and Poverty”, *The Economic Journal*, 114, pp.22-49.
- ERDIL E. and YETKINER I. H. (2004), “A panel Data Approach for Income-Health Causality”. Research Unit Sustainability and Global Change, *Hamburg University/working Papers, FNU – 47.*
- FRANKEL J. A and ROMER D. (1999) “Does Trade cause Growth” *The American Economic Review*, Vol. 89 N° 3, pp. 379-399, June 1999.
- GALLUP, J. L. et al. (1999). Economic Growth and The Economic of The Poor. Discussion Paper N° 36. *Havard Institute for International Development.*
- GRANGER, C.W.J. (1969). “Investigating causal relation by econometric and cross-sectional method”, *Econometrica* 37: 424–438.
- GRANGER, C. W. J., HYUNG, N. Spurious stochastics in a panel model. UCSD Working Paper. Published in Portuguese in IPEA journal, *Pesquisa e Planejamento Economico*, 1997, vol. 27, p. 461 – 492.
- GREENAWAY D., MORGAN W. and WRIGHT P. (2002), Trade liberalization and Growth in developing countries, *Journal of Development Economics*, Vol 67, pp.229-244.
- GROSSMAN G. M. and HELPMAN E. (1991), Innovation and Growth in the Global Economy, *Cambridge MA, The MIT Press.*
- HANSEN, H. and RAND, J. On the Causal Links between FDI and Growth in Developing Countries. [*The World Economy*](#), *Blackwell Publishing*, vol. 29(1), pages 21-41, 01.
- HANSEN, P. and KING, A. (1996), “The Determinants of Health Care Expenditure: a Cointegration Approach”, *Journal of Health Economics*, 15, 127-37.
- HARRISON A. and HANSON G. (1999), “Who gains from trade reform? Some remaining puzzles” *Journal of Development Economics*, Vol 59, p.125-154.
- HASSAN, A. F. K. (2005). Trade Openness and Economic Growth: Search for a casual relationship, *South Asian Journal of management*; Oct-Dec 2005; 12,4; ABI/INFORM Global pg.38.

- HOLTZ – EAKIN, D.; NEWEY, W. and ROSEN.H. (1988) Estimating Vector Autoregressions with panel data. *Econometrica*, vol.56, pp.1371-95. 1988.
- HSIAO, C. (1981). Autoregressive modeling and money-income causality detection, *Journal of Monetary Economics* 7: 85–106.
- HSIAO, Cheng. (1986). Analysis of Panel Data, *Cambridge University Press*. Cambridge, England.
- HSIAO, C. (1989). Modeling Ontario regional electricity System demand using mixed fixed and random coefficients approach. *Regional Science and Urban Economics*. Vol.19, pp. 567-85.
- IM, K. S., PESARAN, M. H. and SHIN, Y. (2003) Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- IRVIN, D.A. and TERVIO, M. (2002). Does Trade Increase Income? Evidence From The Twentieth Century. *Journal of International Economics*, 58: 1-18.
- JUNG, W. S.; MARSHALL, P. J. "Exports, Growth, and Causality in Developing Countries," *Journal of Development Economics*, 18, 1985, pp. 13-21.
- KEESING. D. (1974). Income Distribution from Outward-Looking Policies. *The Pakistan Development Review*. 13: 188-204.
- KIVIET & PHILLIPS. (2003). Improved coefficient and variance estimation in stable first-order dynamic regression models. UvA-Econometrics Discussion Paper. v2002/02.
- KRUGUER, A. (1978). Trade Policies as an Impetus to Development. *American Economic Review*. 7: 282-292.
- KRUGMAN, P. R. (1989). "Differences in Income Elasticities and Trends in Exchange Rates," *European Economic Review*, 33, 1989, pp. 1031–54.
- LEE, DWIGHT R (2004), International Trade, *ECON-EXCHANGE*, 8(1): 1-4. 23
- LEE, C.-C. (2005). “Energy consumption and GDP in developing countries: a cointegrated panel analysis”, *Energy Economics* 27(3): 415–427.
- LEE, C.-C. (2006). “The causality relationship between energy consumption and GDP in G-11 countries revisited”, *Energy Policy* 34: 1086–1093.
- LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, 1-24.

- MADDALA, G. S. (1971). "The Use of Variance Components Models in Pooling Cross Section and Time Series Data". *Econometrica*. 39: 341-358.
- MADDALA, G. S.; WU, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a simple new test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, 631-652.
- MEIER, G.M. (1984). *Leading Issues in Developing*. New York. *Oxford University Press*.
- NANKERVIS, J.C. and SAVIN, N.E., (1987). Finite sample distributions of t and F statistics in an AR(1) model with an exogenous variable. *Econometric Theory* 3, pp. 387-408.
- NERVOLE, M. (1967). "Experimental Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series of Cross-Sections". *Economic Studies Quarterly*. 18: 42-74.
- NICKELL, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica*. Vol.49, pp.1417-26.
- PAKES, A, and Z. GRILICHES (1984). Patents and R&D at the firm level: A First Look. Chicago and London, *Chicago: University of Chicago Press*, pp.55-72.
- POP-SILAGHI, MONICA IOANA. (2007) Testing trade led growth hypothesis for Romania, MPRA paper N° 1321, posted 03. January 2007.
- RAM, RATIM. Income inequality, poverty, and population health: Evidence from recent data for the United States, *Social Science & Medicine* 61 (2005) 2568-2576. Economics Department, Illinois State University.
- RAVALLION, MARTIN (2004), "Looking Beyond Averages in the Trade and Poverty Debate", *Policy Research Working Paper* N° 3461, The World Bank.
- ROBINSON S. and THIERFELDER K. (2002), "Trade liberalization and regional integration: the search for large numbers", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, Vol. 46, N° 4, pp. 584-604.
- RODRIGUEZ F. and RODRIK D. (2000), "Trade policy and Economic Growth: A Skeptic's Guide to The Cross-National Evidence" Working Paper N° 7081, Wasghinton, D.C., *National Bureau of Economic Research*.
- ROMER, P.M., (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy* 98(5), pp. 71-102.
- STIGLITZ J. and CHARLTON A. (2005), "Fair Trade For All: How Trade Can Promote Development", *New York: Oxford University Press*.
- TYLER, W.G. (1981). Growth and export expansion in developing countries: Some empirical evidence. *Journal of Development Economics*, 1981, vol 9, issue 1, pages 121-130.

UNCTAD. The Least Developed Countries Report (2004): Linking International Trade with Poverty Reduction, United Nations, New York.

VEGA, M L GARCIA DE LA AND JOSÉ A. HERCE. Integration and Growth in the EU: The role of Trade. *Documento de Trabajo 2000-20. Dpt. Of Economics, Universidad Complutense de Madrid (Spain)*.

USHA NAIR-REICHERT and WEINHOLD, DIANA. “Causality tests for cross-country panels: a new look at FDI and economic growth in developing countries”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, 2 (2001).

WADE R. H. (2004), “Is Globalization Reducing Poverty and Inequality?” *World Development*, Vol. 32 N° 4, p. 567-589, April.

WEINHOLD, D. and KLASSEN, M. (1991). Supplier networks, multinationals and development. Manufacturing across borders and oceans: Japan, United States and Mexico. Center for US. Mexican Studies Monograph Series, 36. University of California, San Diego.

WEINHOLD, D. (1996). Investment, Growth and Causality Tests in Panels. *Economie et Prevision*. N° 126, pp.163-75.

WEINHOLD, D. (1999). A dynamic “fixed effects” model for heterogeneous panel data. London School of Economics.

WINTERS L. A. (2004), “Trade Liberalization and Economic Performance: An Overview” *The Economic Journal*, 114, F4-F21, February.

WINTERS, L. A., McCulloch N. and McKay A. (2004), “Trade Liberalization and Poverty: The Evidence So Far” *Journal of Economic Literature*, Vol.XLII, pp.72-115.

APÊNDICE

Tabela A – Estimações GMM para o Painel Dinâmico – Variável Dependente: Txabert

Coeficientes	1 Defasagem	2 Defasagens	3 Defasagens	4 Defasagens	5 Defasagens
Txabert (-1)	0.791625 (0.0000)	0.516601 (0.0000)	0.549866 (0.0000)	0.552161 (0.0008)	0.406083 (0.0000)
Txcresc (-1)	-0.029106 (0.0000)	-0.048540 (0.0000)	-0.058861 (0.0000)	-0.053061 (0.0042)	-0.056114 (0.3374)
Txabert (-2)	-	0.332368 (0.0000)	0.344110 (0.0000)	0.358864 (0.0009)	0.245273 (0.0015)
Txcresc (-2)	-	0.018084 (0.0000)	0.012878 (0.3682)	0.012462 (0.5262)	-0.010539 (0.6934)
Txabert (-3)	-	-	-0.063421 (0.0090)	-0.220479 (0.0002)	-0.235227 (0.0000)
Txcresc (-3)	-	-	-0.048115 (0.0000)	-0.079758 (0.0003)	-0.063737 (0.1452)
Txabert (-4)	-	-	-	0.241681 (0.0000)	0.178142 (0.0000)
Txcresc (-4)	-	-	-	-0.019527 (0.2592)	0.016996 (0.4514)
Txabert (-5)	-	-	-	-	-0.042965 (0.4882)
Txcresc (-5)	-	-	-	-	-0.044153 (0.2562)
Observações	364	338	312	286	260
Estatística J	23.73433	21.87352	22.14217	21.40537	18.48564
SRQ	1.738311	1.161445	1.136845	0.959615	0.798302
ER Regressão	0.069296	0.058969	0.060952	0.058752	0.056508

Tabela B – Estimacões GMM para o Painel Dinâmico – Variável Dependente: Tx cresc

Coefficientes	1 Defasagem	2 Defasagens	3 Defasagens	4 Defasagens	5 Defasagens
Tx cresc (-1)	0.179021 (0.0000)	0.281095 (0.0000)	0.240394 (0.0000)	0.038057 (0.7645)	0.210611 (0.0107)
Txabert (-1)	0.912203 (0.0000)	1.395503 (0.0000)	0.869301 (0.0000)	0.133099 (0.8468)	0.880192 (0.0417)
Tx cresc (-2)	-	-0.154979 (0.0000)	-0.150927 (0.0000)	-0.175280 (0.0008)	-0.215778 (0.0004)
Txabert (-2)	-	-0.829566 (0.0000)	-1.363633 (0.0000)	-0.584083 (0.1865)	-1.356286 (0.0011)
Tx cresc (-3)	-	-	-0.105387 (0.0001)	-0.036536 (0.6226)	0.033239 (0.6946)
Txabert (-3)	-	-	0.840936 (0.0000)	0.931798 (0.0180)	2.282246 (0.0000)
Tx cresc (-4)	-	-	-	-0.186845 (0.0013)	-0.265536 (0.0000)
Txabert (-4)	-	-	-	-1.426718 (0.0000)	-0.806330 (0.0050)
Tx cresc (-5)	-	-	-	-	-0.017167 (0.7501)
Txabert (-5)	-	-	-	-	-0.450526 (0.1007)
Observacões	364	338	312	286	260
Estatística J	25.95218	25.65090	23.74654	21.12952	23.51994
SRQ	21.00483	21.51640	20.85574	16.44738	18.47728
ER Regressão	0.240883	0.253812	0.261067	0.243235	0.271862

**CAPITULO 3 - DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE RENDA EM ÁREAS
RURAS DO NORDESTE.**

CAPITULO 3 - DETERMINANTES DA DESIGUALDADE DE RENDA EM ÁREAS RURAIS DO NORDESTE.

1 INTRODUÇÃO

As desigualdades econômica, étnica, regional e urbano-rural, entre outras, não só impedem o acesso a bens, como determinam o sucesso de crianças e jovens brasileiros, ao longo dos anos, consolidando as suas diferenças.

Historicamente, o Brasil tem apresentado um padrão de renda bastante desigual. Nos anos 90 o governo brasileiro buscou melhorar este padrão através da estabilização da economia. De fato, a implementação do Plano Real (1993/94), foi muito bem sucedido em reduzir a taxa de inflação no país, e o padrão de distribuição de renda melhorou de maneira consistente.

A literatura nacional revela que houve uma melhora no padrão de renda nos anos 90 comparado com o final da década de 80. Todavia, considerando que a década de 90 reverteu o padrão de crescimento da desigualdade, iniciado na segunda metade dos anos oitenta, este resultado foi bastante relevante para a sociedade brasileira. Além disso, cabe observar que a melhora após o plano Real foi mais consistente do que a do início da década de 90, pois esta estava associada com recessão.

De acordo com Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, um aspecto importante da desigualdade de renda no Brasil está relacionado com a desigualdade de renda regional. Consideradas as distribuições de renda internas em cada região, verifica-se que Sul e Sudeste apresentam melhor padrão de distribuição de renda do que as demais regiões sendo que a região Sudeste é extremamente mais rica do que as demais macro regiões do país.

Nos anos 90, apesar de uma melhora na desigualdade dentro das regiões, acompanhando a melhora geral do país, a desigualdade entre as regiões permaneceu inalterada. Sobre a distribuição interna de cada região pode-se dizer que as regiões Norte e Nordeste continuaram a apresentar um padrão mais desigual dos que as demais regiões.

A estabilização dos preços no Brasil foi muito importante na melhora da distribuição de renda principalmente para o setor informal da economia, bastante significativo na economia brasileira, predominantemente composto de indivíduos com baixa renda não tinha como se proteger da perda do poder de compra. Berni (2007) ressaltar que o coeficiente de Gini, que é uma medida de desigualdade passou de 0,6005, em 1995, para 0,5693, em 2005, ou seja reduziu-se em 5,20% deste período.

Estes resultados e a considerável estabilidade de preços desde 1994 têm sugerido novas discussões e estudos sobre políticas para continuação do processo de melhora do padrão de distribuição de renda no país, pois grau de desigualdade social corrente é ainda alarmante. Outra motivação tem sido a conseqüente piora de outros problemas sociais, tais como o aumento de criminalidade e da violência urbana, especialmente em grandes metrópoles.

Segundo Barros (2000), o nível de renda per capita do Brasil não o qualifica como um país pobre no cenário internacional, já que, cerca de 64% dos países do mundo têm renda per capita inferior à brasileira. Contudo, apesar de ser relativamente rico, o Brasil é um país extremamente desigual. Comparando-se o Brasil com os demais países do mundo, percebe-se que o grau de pobreza no Brasil é significativamente superior a dos países com renda per capita similar a brasileira, o que indica a relevância da má distribuição dos recursos para explicar a intensidade da pobreza nacional.

De acordo com a nota técnica do Ipea (2006) ao contrário do que vem ocorrendo na grande maioria dos países, durante os períodos de referência abrangidos pelas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnads) 2001/2004, do IBGE, o grau de desigualdade de renda no Brasil declinou em 4%. Essa queda se deu de maneira contínua. A renda dos 20% mais pobres do país cresceu no período cerca de 5% ao ano, enquanto a dos 20% mais ricos diminuiu em 1%.

As atuais linhas de pesquisa enfatizam, sobretudo, a importância de explicar e quantificar a contribuição dos determinantes mais próximos da recente queda da desigualdade no Brasil.

Entende-se que seja de fundamental relevância científica a compreensão das causas da desigualdade no Brasil, sobretudo para auxiliar os governos na determinação de políticas que venham corroborar para sua diminuição. De posse desta informação, o policy maker pode tomar decisões que contribuirão para a diminuição da desigualdade de renda no país e da redução das injustiças sociais existentes. Além disso, a importância do entendimento das causas de um processo de desigualdade de renda não está somente ligada à questão da equidade social, mas também à associação com o crescimento econômico e os níveis de pobreza.

Segundo Manso et all (2006) a desigualdade de renda no Brasil aparece como um dos principais problemas socioeconômicos brasileiro. Esta desigualdade é ainda maior quando se comparam as regiões brasileiras. Por exemplo, na região Nordeste possuidora de 28% da população brasileira, ela concentra, 49% dos pobres e 55% dos indigentes de todo o país.

Diante desse cenário e sendo a região Nordeste a que apresenta o maior problema em relação à concentração de renda no Brasil, inclusive havendo grandes discrepâncias do meio rural e urbano, concentrando um grande número de pobres brasileiros, buscou-se, com este artigo analisar esse grave problema, de concentração de renda, pobreza e desigualdade social, particularmente no Nordeste Brasileiro. Especificamente, será estimada a equação de rendimentos dos trabalhadores na agricultura da região Nordeste e de posse das informações obtidas através da equação de rendimentos, se pode decompor os determinantes da desigualdade de renda. Ou seja, pode-se dizer qual é a participação percentual de cada determinante na explicação da desigualdade.

Neste trabalho também são analisados, sob vários ângulos, os dados sobre distribuição da renda rural no Nordeste do Brasil, obtidos na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) nos anos de 1995, 2001 e 2005. A análise considera apenas as famílias com domicílio rural e as famílias cuja pessoa de referência tem atividade principal na agricultura e pessoas economicamente ativas com rendimento positivo.

Esta metodologia de decomposição para o Nordeste rural tem o objetivo de identificar características peculiares da região, que poderiam não ser captadas em análises para o país como um todo, como na maioria dos estudos nacionais que abordam o tema em questão. Berni (2007) lembra que a região Nordeste apresentava a maior desigualdade de renda no início do Plano Real e hoje ainda ocupa o segundo lugar entre as regiões brasileiras, atrás somente da região Centro-Oeste. Além disso, a metodologia utilizada permite entender a variação na desigualdade entre dois períodos distintos. Desta forma, é possível analisar os determinantes da queda da desigualdade de renda no Nordeste rural durante o período 1995-2005 e, mais recentemente, no período 2001-2005.

2 EVOLUÇÃO DA DESIGUALDADE DE RENDA NO BRASIL

O Brasil tem apresentado, desde a década de sessenta, uma das maiores desigualdades de renda de todo o mundo. Entretanto, Barros et al (2007) mostra que entre 2001 e 2005 o grau de desigualdade de renda no Brasil declinou de forma acentuada e contínua, atingindo, em 2005, o nível mais baixo dos últimos 30 anos.

Ainda conforme Barro et al (2007) o coeficiente de Gini diminuiu quase 5%, e a razão entre a renda dos 20% mais ricos e a dos 20% mais pobres, mais de 20%. Essa redução na desigualdade contribuiu para diminuir substancialmente a pobreza e melhorar as condições

de vida da população mais pobre, mesmo em um período de relativa estagnação da renda per capita.

Apesar desse declínio, a desigualdade no país continua extremamente elevada. Cerca de 90% dos países apresentam um grau de desigualdade inferior ao do Brasil.

Segundo Barro et al (2007) entre 2001 e 2005, o coeficiente de Gini declinou 4,6%, guiado por uma taxa de crescimento da renda dos 10% mais pobres 37 p.p. maior que a dos 10% mais ricos e uma taxa de crescimento da renda dos 20% mais pobres 26 p.p. superior à dos 20% mais ricos.

A Tabela 1 mostra a evolução do coeficiente de Gini para a economia brasileira e para as macro-regiões no período de 1995 a 2005.

O coeficiente de Gini varia de zero a 1,00. Zero significaria, hipoteticamente, que todos os indivíduos teriam a mesma renda e 1,00, mostraria que apenas um indivíduo teria toda a renda de uma sociedade.

Observa-se que o índice brasileiro foi de 0,5693 em 2005, segundo os dados retirados do IPEA/DATA. e que o coeficiente de Gini para o Brasil caiu de 0,6005 para 0,5693 no período, o que significou uma redução de 0,0312 pontos. Seguindo esta tendência de queda, todas as macro-regiões brasileiras apresentaram uma diminuição na desigualdade de renda.

A Tabela 3.1 mostra que as regiões Norte, Sul e Nordeste, nesta ordem, apresentaram as maiores reduções no coeficiente de Gini. Em 1995, a região Nordeste apresentava a maior desigualdade de renda entre as regiões, seguida pela região Centro-oeste. Em 2005, o Centro-oeste apresentou a pior distribuição de renda entre as regiões, deixando o segundo lugar para o Nordeste.

Tabela 3.1 - Coeficiente de Gini – Brasil e Regiões – 1995 e 2005

Ano	Brasil	Nordeste	Sudeste	Sul	Centro-Oeste	Norte
1995	0,6005	0,6040	0,5674	0,5654	0,5850	0,5841
1996	0,6021	0,6198	0,5628	0,5608	0,6009	0,5796
1997	0,6021	0,6168	0,5655	0,5554	0,5991	0,5869
1998	0,6002	0,6098	0,5664	0,5569	0,6026	0,5826
1999	0,5940	0,6049	0,5593	0,5624	0,5927	0,5649
2001	0,5960	0,6000	0,5683	0,5476	0,5980	0,5650
2002	0,5892	0,5947	0,5631	0,5296	0,5949	0,5642
2003	0,5829	0,5849	0,5575	0,5306	0,5806	0,5418
2004	0,5722	0,5828	0,5424	0,5225	0,5724	0,5387
2005	0,5693	0,5708	0,5433	0,5154	0,5773	0,5293

Fonte: Elaborado pelo autor, dados IPEA (2007).

Segundo Berni (2007) a diminuição da desigualdade de renda no Brasil é acompanhada de uma característica importante. Pode-se verificar que a redução na concentração de renda brasileira não é somente benéfica por si só, mas também pelo aumento da renda das pessoas mais pobres. Para o país, a renda domiciliar *per capita* dos 10% mais pobres se elevou em 29,01%, enquanto a renda domiciliar nacional recuou 1,74% em termos reais. Quando se analisa, em nível nacional, a razão entre a renda dos 10% mais ricos sobre os 40% mais pobres, pode-se observar que esta razão declina de 23,96, no ano de 1995, para 19,53, no ano de 2005.

3 DESIGUALDADE DE RENDA NO NORDESTE

Existem diferentes projetos governamentais de enfrentamento da desigualdade e pobreza no país. No entanto, questiona-se quanto à efetividade e veracidade do compromisso desses projetos. Retóricas à parte, as políticas públicas nacionais e locais, pouco impacto exerceram sobre o problema. Os estudos realizados pelas mais diversas fontes mostram que o desenvolvimento econômico e tecnológico somente aumentou o fosso entre ricos e pobres ao longo dos anos e, embora haja diminuição da pobreza, segundo alguns índices, milhões de nordestinos permanecem na linha da pobreza ou abaixo dela.

Conforme dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (2001) *apud* Araújo (2003) o quadro de pobreza na região nordestina é mais intenso, registrando taxa de 50,15%, mais que o dobro do resto do país (20,36%). Ao longo das últimas décadas houve baixa mobilidade nos indicadores, principalmente nos sociais. Na zona rural nordestina, porém, esses indicadores são mais preocupantes por serem fruto histórico da desigual posse da terra, das políticas públicas limitadas, do sistema de exploração equivocado, da instabilidade nas relações de trabalho e, ainda, das condições climáticas específicas.

Os reflexos desse quadro se encontram na intensificação dos fluxos migratórios rurais em direção ao meio urbano nos anos 80 e 90. Motivados pelo desemprego, subemprego e precariedade dos serviços sociais e outros serviços, levadas e levadas de pobres desqualificados aumentaram os cinturões de miséria nas cidades e a responsabilidade para os Governos Estaduais e Municipais em implementarem políticas de fixação das pessoas no campo.

Segundo Siqueira (2006) o Nordeste continua sendo a região do país com maior desigualdade de renda. Enquanto no país como um todo a renda mensal dos 10% mais ricos da população brasileira representava, em 2003, 16,9 vezes a dos 40% mais pobres, na região

Nordeste essa relação era de 18,2 vezes, diante de 15,1 vezes na região Sudeste e 13,9 vezes no Sul.

Ainda conforme Siqueira (2006) a concentração de renda vem caindo ano a ano no país, mas os números a partir de 1995 revelam também que a queda no Nordeste tem sido mais lenta que nas outras duas regiões mais populosas do país. Em 1995 os 10% mais ricos do Nordeste obtinham do trabalho 20,6 vezes o que recebiam os 40% mais pobres. A redução para as 18,2 vezes em 2003 foi equivalente a 2,4 vezes. Tanto no Sudeste como no Sul a queda foi maior. No Sudeste, a relação em 1995 era igual à do Nordeste em 2003 (18,2 vezes) e caiu para 15,1 vezes. Já no Sul, a queda foi de 17,4 vezes para 13,9 vezes no mesmo período. O estudo mostra, ainda, que em 2003 o rendimento-hora das pessoas ocupadas no Nordeste era de R\$ 2,70, exatamente a metade dos R\$ 5,4 da região Sudeste e que o desemprego vem atingindo mais as mulheres, com uma taxa de desemprego de 11,6%, em contraste com os 7,4% dos homens. Além disso, as mulheres ganham menos que os homens e a defasagem é maior nas faixas mais elevadas de escolaridade.

Sequeira (2006) evidencia que os padrões na renda regional foram caracterizados por uma desigualdade intra-regional maior nos anos 1970s e os 1980s, e por uma pequena convergência na renda média dos estados brasileiros durante os anos 1990s.

A Tabela 3.2, a seguir, mostra a evolução do coeficiente de Gini, que mede o grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*, para os estados do Nordeste Brasileiro no período 1995-2005.

Verifica-se que de forma geral, o coeficiente de Gini para os Estados do Nordeste caiu no período em questão. Por exemplo, no Ceará este coeficiente era de 0,617 em 1995 e reduziu-se para 0,557 em 2005. Exceção foi apenas o estado do Piauí que apresentou um aumento do índice que era de 0,588 em 1995 e aumentou para 0,591 em 2005. Segundo Berni (2007) a região Nordeste apresenta a segunda maior desigualdade de renda entre as macro-regiões brasileiras.

Os dados mostram uma queda da desigualdade de renda nos estados do Nordeste, entretanto, ainda existe uma elevada persistência da desigualdade. Sem dúvida, isto contribui como empecilho na efetivação de políticas públicas no combate a pobreza na região nordestina.

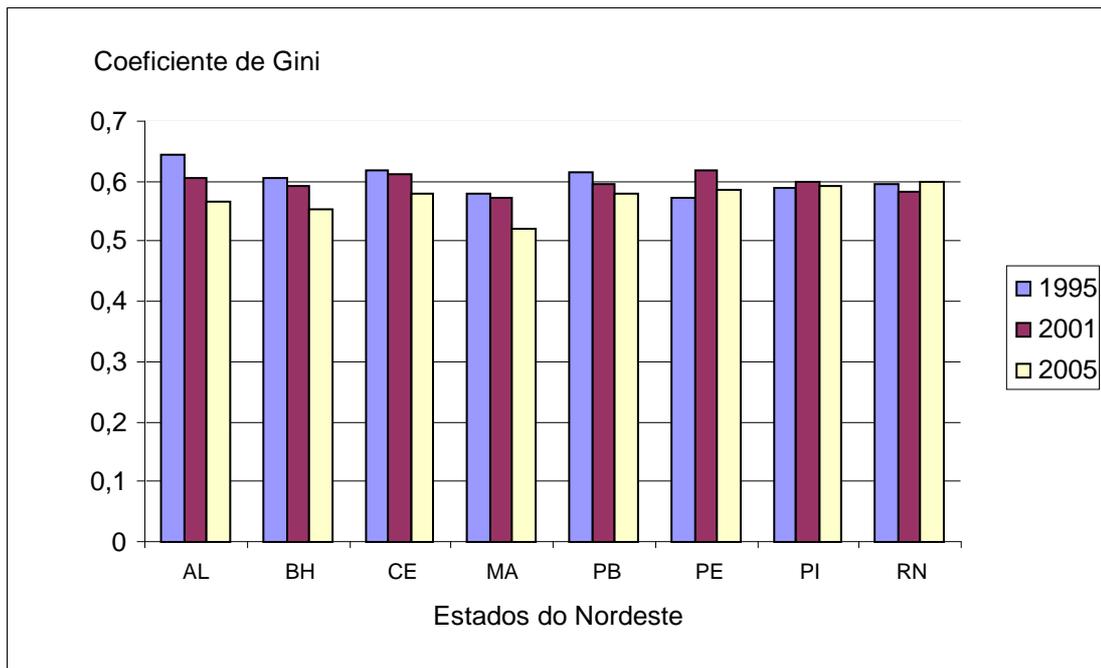
Tabela 3.2 - Coeficiente de Gini – Estados do Nordeste – 1995 – 2005

<i>Estados</i>	1995	1996	1997	1998	1999	2001	2002	2003	2004	2005
Alagoas	0,644	0,635	0,623	0,619	0,588	0,607	0,606	0,608	0,575	0,566
Bahia	0,606	0,635	0,612	0,596	0,585	0,594	0,591	0,59	0,555	0,553
Ceará	0,617	0,629	0,624	0,618	0,613	0,613	0,59	0,569	0,576	0,579
Maranhão	0,579	0,601	0,619	0,605	0,575	0,574	0,567	0,578	0,609	0,521
Paraíba	0,615	0,599	0,633	0,64	0,656	0,597	0,601	0,568	0,595	0,581
Pernambuco	0,574	0,605	0,593	0,598	0,604	0,617	0,609	0,59	0,607	0,587
Piauí	0,588	0,59	0,621	0,594	0,599	0,598	0,618	0,602	0,591	0,591
Rio Grande do Norte	0,597	0,608	0,597	0,598	0,597	0,582	0,584	0,563	0,57	0,598

Fonte: Elaborado pelo autor, dados IPEA (2007).

O gráfico a seguir, ajuda na visualização da evolução do coeficiente de Gini para os Estados do nordeste entre 1995 a 2005.

Gráfico 3.1 – Índice de Gini para os Estados do NE Brasileiro – 1995 - 2005



Fonte: Elaborado pelo autor, dados IPEA (2007).

Barros et al. (2006) explicam que a queda na desigualdade ocorre quando a renda média dos mais pobres cresce acima da média nacional. No Nordeste, ao longo do período 1995-2005, a renda domiciliar *per capita* dos 10% mais pobres cresceu 27,42%, enquanto a renda domiciliar da região aumentou 4,52%. Na região Nordeste que, a razão entre a renda dos 10% mais ricos sobre os 40% mais pobres declinou de 23,11 para 19,09. Tomando por base o *headcount index*, mais conhecido por P(0), que é um índice de pobreza que mede a

proporção de pobres, dada uma determinada linha de pobreza, verifica-se uma redução neste indicador para a região Nordeste. Este índice passou de 0,61, em 1995, para 0,54, em 2005. Para o Brasil como um todo, este índice declinou de 0,35 para 0,31 neste mesmo período de tempo.

Os resultados apresentados até agora mostram que a economia brasileira tem passado por um processo de declínio quase ininterrupto na sua desigualdade de renda.

4. FONTE DE DADOS

Os dados da pesquisa foram obtidos no Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) extraídos da Pesquisa Nacional por Amostra a Domicílio (PNAD).

A Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) é a mais importante fonte anual de informações sobre a realidade social brasileira. Trata-se da única pesquisa com abrangência nacional e periodicidade anual contendo informações sobre o bem-estar da população brasileira. A pesquisa coleta informações de cerca de quatrocentos mil indivíduos em cem mil domicílios, cobrindo as áreas de população, fecundidade, migração, educação, trabalho e rendimento. As tendências apontadas pela PNAD são objeto de intenso interesse no meio acadêmico e na imprensa.

Para acessar os microdados da PNAD, composta de uma ampla base de dados, necessita-se da utilização de pacotes computacionais, neste caso utilizou-se o SPSS, para a obtenção dos dados agrupados da população para facilitar a estimação do modelo da pesquisa.

Segundo Corrêa (1998) embora se reconheça a boa qualidade dos dados da PNAD, algumas de suas características precisam ser registradas, porque representam restrições que devem ser consideradas nas análises dos resultados obtidos. Duas são freqüentemente citadas nos estudos sobre distribuição de renda: a ausência de informações sobre o valor da produção para o autoconsumo, que pode ser parte importante da renda real dos pequenos agricultores, e a subdeclaração dos rendimentos mais elevados. No caso da população ocupada na agricultura, há outras limitações que precisam ser registradas. Ao não abranger a área rural da região Norte, a PNAD não permite a inclusão de uma área agrícola que, apesar de ser de menor importância, não é desprezível. A coleta dos dados, por sua vez, tem como base uma semana específica de referência, não permitindo “que se capte a variedade das atividades agrícolas no país ao longo do ano”.

Ney (2003) ressalta que apesar das restrições, a pesquisa revela números importantes para o estudo da desigualdade na distribuição de renda.

Ressalta-se a limitação da distinção entre rural e urbano pelo IBGE, como nota Del Grossi e Graziano da Silva (2002). Esses autores chamam a atenção que as áreas das PNAD são mantidas fixas durante uma década. Isto é, uma área que foi classificada como rural em 1991 permaneceu como rural até 2000. Seguindo o critério adotado pelo IBGE, adotou-se como áreas rurais a seguinte classificação: a) aglomerado rural de extensão urbana - compreende os aglomerados adjacentes ao perímetro urbano dos municípios; b) aglomerado rural isolado, povoado - aglomerações no espaço rural que se caracterizam por não estarem vinculadas a um único proprietário e possuir um conjunto de edificações permanentes e adjacentes e com serviços para atender seus moradores; c) aglomerado rural núcleo - é o aglomerado isolado com mais de 10 e menos de 51 domicílios cuja área pertence a um único proprietário; d) áreas rurais outros - são os aglomerados que não se caracterizam por povoados e não estão vinculados a um único proprietário; e) áreas rurais-exclusive - são as áreas rurais propriamente ditas, que não se caracterizam como aglomeração, existência de serviços ou densidade populacional. Na argumentação de Hoffmann (1999), a mensuração da desigualdade de renda exige que se defina a unidade estatística, a população abordada e a renda utilizada. Ou seja, é necessário especificar qual é a variável e qual é a população analisada.

Neste artigo, para estimar as equações de rendimentos, explanadas adiante, são utilizadas os dados individuais das PNAD's 1995, 2001 e 2005. Com o propósito de apresentar de forma mais homogênea as características do processo de formação de rendimentos do trabalho entre as pessoas ocupadas na área rural do Nordeste do Brasil, a partir das informações disponíveis nas Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (PNADs), seleciona-se como unidade de análise a variável renda mensal individual de todos os trabalhos - *RTTR* - (que inclui o rendimento em dinheiro e em produtos e mercadorias, proveniente do trabalho principal e de outros trabalhos, exceto o valor da produção para autoconsumo), excluindo-se as pessoas que declararam possuir rendimento nulo.⁴ Também se trabalha com limite etário de 16 anos, para permitir que o indivíduo possa ter concluído o primeiro grau de ensino (da 1^a à 8^a série), e já seja elemento efetivo da força de trabalho, procurando-se estabelecer um número mínimo semanal de horas trabalhadas de forma a representar, minimamente, ocupação em turno parcial. As amostras assim constituídas limitam o universo de análise aos indivíduos: a) pertencentes à população economicamente

⁴ A razão de se considerar apenas os trabalhadores com renda positiva decorre de se pretender comparar os resultados do período 1995-2005. Registra-se, entretanto, que a decisão de excluir as pessoas com rendimento nulo tende a levar a uma superestimação dos rendimentos médios e medianos, e provavelmente subestimar a desigualdade /pobreza da distribuição.

ativa (PEA), ocupados no setor agrícola; b) com renda mensal de todos os trabalhos declarada positiva; c) com 16 anos ou mais de idade e, d) trabalhando 15 horas ou mais por semana e e) excluindo as pessoas sem informação de idade, escolaridade, posição na ocupação cor ou tempo semanal de trabalho. Ou seja, separaram-se as informações amostrais apenas para as famílias das áreas rurais residentes nos estados do Nordeste. Ressalta-se que são utilizadas apenas as pessoas com atividade única ou principal na agricultura e com informação de valor positivo para o rendimento de todos os trabalhos.

Na amostra da PNAD de 1995, 2001 e 2005 existem 106.281, 122.116 e 130.887 pessoas no nordeste do Brasil. Após a aplicação destes filtros, as amostras de 1995, 2001 e 2005 consistem, respectivamente, de 7.381, 7.940 e 8.891 pessoas na zona rural do Nordeste.

5 METODOLOGIA

5.1 Índices de pobreza do Nordeste rural

Este item desenvolve aplicações de metodologias para a estimativa de índices de pobreza e de distribuição de renda em áreas rurais considerando-se as Pesquisas Amostrais por Amostras Domiciliares – PNADs de 1995 a 2005 em áreas rurais do Nordeste do Brasil, com a finalidade de verificar se existem alterações significativas na proporção de pobres, intensidade da pobreza e distribuição de renda no período. Com estes propósitos serão determinados os seguintes índices:

a) (Proporção de pobres) – (Pó) - mede a proporção de pessoas pobres, ou seja, a proporção de pessoas que têm renda *per capita* domiciliar inferior à linha de pobreza. Tal indicador é utilizado como ponto de partida para estudos sobre pobreza, mas é insuficiente para analisá-la dado que viola dois importantes axiomas (kakwaini et all, 2006).

Segundo Nerder (2004) em primeiro lugar, o indicador não se altera ao se reduzir a renda de uma pessoa situada abaixo da linha de pobreza ou o inverso, isto é, quando a renda eleva-se sem alcançar a linha de pobreza o indicador permanece o mesmo. Em segundo lugar, a proporção também é insensível à distribuição de renda entre os pobres, não se alterando quando se transfere renda de um indivíduo mais pobre para outro menos pobre. Sendo assim, a proporção de pobres deve ser utilizada em conjunto com outros dois indicadores, que se complementam mutuamente. Este índice é determinado da seguinte forma:

$$P_o = \frac{q}{n} \quad (1)$$

Onde q é o número de pobres (pessoas cuja renda *per capita* domiciliar é menor que a linha de pobreza), e n é o tamanho da população.

b) Hiato da Pobreza – (P_1) - mede a intensidade de pobreza para o conjunto da população pobre através do cálculo do desvio médio entre a renda dos pobres e o valor da linha de pobreza e pode ser interpretado como um indicador do déficit de pobreza, ou seja, os recursos necessários para elevar a renda de todos os pobres ao nível da linha de pobreza, através de uma perfeita focalização das transferências de renda. Este índice é calculado com base na seguinte expressão:

$$P_1 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \frac{z - y_i}{z} \quad (2)$$

Onde z é a linha de pobreza e y_i é a renda *per capita* domiciliar da i -ésima pessoa.

c) Hiato Médio ao Quadrado – P_2 - O terceiro índice (Squared Poverty Gap) é geralmente descrito como um indicador de severidade da pobreza. Na construção deste índice utiliza-se um peso maior para as pessoas mais pobres (o “gap de pobreza” é ponderado por si mesmo) e leva-se em conta a desigualdade de renda entre os pobres.

$$P_2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^2 \quad (3)$$

Onde z é o número de pobres (pessoas cuja renda *per capita* domiciliar é menor que a linha de pobreza), n é o tamanho da população.

Segundo Manso et all (2006) a discussão sobre o impacto do crescimento da renda sobre o nível de pobreza, deve ser inicialmente precedida pela correta dimensão que se queira dar ao fenômeno pobreza. Para sua mensuração, é necessária a definição de um indicador de

bem-estar que possibilite aferir o grau de satisfação do indivíduo em relação às suas necessidades básicas. Isto pode ser feito caracterizando a pobreza como um fenômeno monetário, dado tanto pela escassez de renda e/ou por um baixo nível de consumo individual.

Verifica-se, então que para determinar esses índices para a zona rural nordestina é necessária a definição de uma linha de pobreza, uma vez que é preciso determinar um valor monetário específico para que se possam separar os indivíduos considerados pobres dos não-pobres. As linhas de pobreza utilizadas foram obtidas nos trabalhos do IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - para os diversos estados brasileiros, cuja metodologia encontra-se descrita em Rocha (2003).

5.2 Equações dos Rendimentos

Este item possui o objetivo de explicar o tipo de estimação da equação de rendimentos dos trabalhadores do setor rural no Nordeste Brasileiro. Depois de estimar a equação finaliza-se o primeiro passo para o desenvolvimento da metodologia de decomposição utilizada adiante.

Assumi-se que a equação de rendimentos dos trabalhadores do setor rural no Nordeste é do tipo:

$$\ln Y_i = \sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij} \quad (4)$$

Onde x_{ij} representa a j-ésima variável explicativa da equação de rendimentos. O termo de erro aleatório é dado por x_{im} com $\beta_m = 1$, e é assumido possuir média igual a zero e distribuição normal. A variável dependente logaritmo neperiano do rendimento de todos os trabalhos das pessoas ocupadas na área rural é usada na forma de logaritmo natural, dada a sua distribuição aproximadamente log-normal.

5.3. Decomposição em Nível

Este item tem como objetivo descrever a metodologia da decomposição em nível desenvolvida por Fields (2003) baseada no trabalho de Shorrocks (1982).

Segundo o autor esse tipo de decomposição consiste em estimar uma regressão de salários e desagregar seus diferentes componentes. A partir daí, pode-se computar a contribuição de cada um deles na desigualdade. Quando somadas, estas contribuições somam 100%, o que mostra que a participação de cada variável explicativa na desigualdade de renda é separaditiva.

Segundo Fields (2003) a decomposição em nível tem o objetivo de explicar a contribuição de cada variável independente da equação de Mincer sobre a desigualdade de salários em um período específico.

Neste trabalho a decomposição de uma equação de rendimentos dos trabalhadores da agricultura do Nordeste dada pela equação (4) descrita anteriormente será realizada seguindo a metodologia de Shorrocks (1982) e Fields (2003). Sendo assim, tomando a covariância dos dois termos da equação (4) acima, tem-se:

$$\text{cov}\left(\sum_{j=1}^m \beta_j x_{ij}, \ln Y_i\right) = \sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (5)$$

Pode-se perceber que o lado esquerdo da equação (5) é a covariância de $\ln Y_i$ consigo mesma, ou seja, representa a variância de $\ln Y_i$. Então,

$$\sigma^2(\ln Y_i) = \sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) \quad (6)$$

Dividindo ambos os lados por $\sigma^2(\ln Y_i)$, tem-se que

$$100\% = \frac{\sum_{j=1}^m \text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} = \sum_{j=1}^m S_j(\ln Y_i) \quad (7)$$

Onde cada $S_j(\ln Y_i)$ é chamado de “peso relativo de desigualdade” e pode ser escrito como

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma^2(\ln Y_i)} \quad (8)$$

Usando o conceito de correlação

$$\text{correl}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i) = \frac{\text{cov}(\beta_j x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma(\beta_j x_{ij}) * \sigma(\ln Y_i)} \quad (9)$$

e substituindo em (5) chega-se à

$$S_j(\ln Y_i) = \frac{\beta_j * \sigma(x_{ij}) * \text{correl}(x_{ij}, \ln Y_i)}{\sigma(\ln Y_i)} \quad (10)$$

Cada $S_j(\ln Y_i)$ representa a parcela da variância do logaritmo natural da renda que é atribuída ao j-ésimo fator explicativo da equação de rendimentos, incluindo o erro aleatório. Através da equação (7), pode-se perceber que a “decomposição em nível” é obtida através dos coeficientes estimados na equação de salários, do desvio padrão das variáveis explicativas e da correlação destas variáveis com a variável dependente. De acordo com Shorrocks (1982), pode-se ainda afirmar que

$$\sum_j S_j(\ln Y_i) = 100\% \quad (11)$$

Ou seja, uma vez obtidos os “pesos relativos de desigualdade”, sua soma deverá resultar na unidade.

Segundo Fields (2003), pode-se perceber que uma variável independente é passível de contribuir bastante para a desigualdade dos rendimentos sem possuir uma distribuição muito desigual. Se esta variável possuir uma alta correlação com a variável dependente, mesmo que apresente uma distribuição com baixa dispersão, sua contribuição para a desigualdade pode ser elevada. Da mesma forma, variáveis explicativas que possuem uma distribuição desigual podem contribuir pouco para a desigualdade se tiverem uma baixa correlação com a variável dependente.

5.4 Decomposição da Diferença

Este item apresenta a decomposição da diferença baseado em Fields (2003). Esta decomposição tem o objetivo de dar peso às variáveis que contribuíram para a mudança da desigualdade de renda entre dois períodos distintos. Sendo assim, este segundo tipo de decomposição pode mostrar quais foram as variáveis mais relevantes para explicar a diminuição ou o aumento de um determinado índice de desigualdade.

A decomposição da diferença é dada por $\Pi_j(I(.))$ que representa a contribuição do j-ésimo determinante da renda salarial para a mudança de um determinado índice de desigualdade entre dois períodos de tempo. Segundo Fields (2003), tem-se que

$$\Pi_j(I(.)) = \frac{(S_{j,2} * I(.)_2 - S_{j,1} * I(.)_1)}{I(.)_2 - I(.)_1} \quad (12)$$

Conforme Fields (2003) vale ressaltar que, enquanto a “decomposição em nível” não é sensível à medida de desigualdade utilizada, a “decomposição da diferença” é sensível ao índice escolhido. A equação (12) explica esta afirmação. Pode-se perceber que Π_j é uma função de $(I(.))$, ou seja, a contribuição do j-ésimo fator explicativo da renda para a “decomposição da diferença” depende do índice de desigualdade utilizado. No caso específico deste estudo, o coeficiente de Gini na área rural nordestina, dada sua presença na maioria dos trabalhos que envolvem distribuição de renda, é o índice escolhido. Fields (2003) utiliza a equação (12) para indicar quais as variáveis que contribuem para a queda/aumento da desigualdade entre dois períodos distintos. Além disso, é possível dar um peso relativo para estas variáveis. Como exemplos, se existem três variáveis que contribuem para a diminuição da desigualdade, é possível obter a participação percentual de cada uma delas neste processo.

6 RESULTADOS

6.1 Índices de pobreza do Nordeste rural

Na Tabela 3.3 são apresentadas as estimativas da proporção de pobres (P_0), (P_1) e (P_2) para os anos de 1995, 2001 e 2005 para a área rural da região Nordeste do Brasil. Nas áreas rurais dos estados de Alagoas, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte, observa-se uma queda na proporção de entre 1995 – 2005. O estado do Maranhão ocorreu um aumento na proporção dos pobres que foi de 0,7776 em 1995 e passou para 0,8241 em 2005. Também são apresentados os valores dos hiatos de pobreza (P_1) para os mesmos anos ocorrendo uma queda nos Estados da Bahia, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte.

Esses dados mostram que a proporção de pobres nas áreas rurais se reduziu o que corrobora com Rocha (2006) que acredita que esta queda, além de dar continuidade a uma tendência de longo prazo, pode ter sido influenciado positivamente pela evolução do produto agrícola. Isso parece evidenciar que a agricultura nessas áreas teve efeito favorável sobre a pobreza rural, seja pela incorporação dos pobres em atividades mais rentáveis, inclusive não-agrícolas nas áreas rurais, seja expulsando-se para áreas urbanas.

Tabela 3.3 - Índices de pobreza do Nordeste rural no período 1995 – 2005.

Estados	P_0			P_1			P_2		
	1995	2001	2005	1995	2001	2005	1995	2001	2005
Alagoas	0,8292	0,8354	0,8130	0,4490	0,4943	0,4859	0,2916	0,3456	0,3397
Bahia	0,8001	0,8207	0,7620	0,4642	0,5113	0,4061	0,3184	0,3714	0,2645
Ceará	0,8403	0,8008	0,8141	0,5277	0,4986	0,4542	0,3762	0,3604	0,3018
Maranhão	0,7776	0,7990	0,8241	0,4802	0,4852	0,5253	0,3459	0,3409	0,3859
Paraíba	0,8337	0,8376	0,8276	0,5156	0,4806	0,4355	0,3695	0,3268	0,2814
Pernambuco	0,8394	0,8476	0,8014	0,5049	0,5293	0,4893	0,3534	0,3801	0,3436
Piauí	0,8709	0,8413	0,8211	0,5663	0,5287	0,4700	0,4276	0,3867	0,3303
Rio G. do Norte	0,7784	0,7492	0,7154	0,4274	0,4275	0,3756	0,2812	0,2948	0,2501

Fonte: Elaborado pelo autor, dados PNAD/IBGE (1995 a 2005)

6.2 Equação dos rendimentos da área rural do Nordeste do Brasil

Reescrevendo a equação (4) da seguinte forma:

$$Y_i = \beta + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 \dots + \varepsilon_i \quad (13)$$

A variável dependente é o logaritmo natural da renda de todos os trabalhos das pessoas ocupadas na agricultura da área rural do Nordeste. O ajustamento das equações é feito por mínimos quadrados ponderados, usando o peso ou fator de expansão associado a cada pessoa da amostra como fator de ponderação. O uso do logaritmo se faz necessário devido ao fato de que a distribuição dos rendimentos possui uma distribuição aproximadamente log-normal. São consideradas as seguintes variáveis explanatórias:

a) Uma variável binária para sexo, que assume valor 1 para homens.

b) A idade da pessoa e também o quadrado dessa variável, tendo em vista que Y não varia linearmente com a idade. Se os parâmetros para idade e idade ao quadrado forem indicados por β_1 e β_2 , respectivamente, deve-se ter $\beta_1 > 0$ e $\beta_2 < 0$ e então o valor esperado de Y (e do rendimento) será máximo quando a idade da pessoa for igual a $-\beta_1 / (2\beta_2)$.

c) Escolaridade, variando de 1 (no caso de pessoa sem instrução ou com menos de um ano de estudo) a 16 (no caso de pessoa com 15 anos ou mais de estudo).

d) Sindicato: variável binária que representa a filiação do trabalhador a alguma entidade sindical. Assume valor unitário quando o trabalhador é sindicalizado e valor nulo em caso contrário.

e) Quatro variáveis binárias para distinguir cor: branca (tomada como base), indígena, preta, amarela e parda.

A Tabela 3.4 mostra as equações estimadas para todas as pessoas ocupadas na atividade agrícola da área rural do Nordeste do Brasil da amostra da PNADs com as informações necessárias e também equações separadas para os três anos de estudo (1995, 2001 e 2005). Graças ao número de observações nas amostras utilizadas, quase todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%.

Embora os coeficientes de determinação não ultrapassem 60%, podem ser considerados bons em comparação com os resultados normalmente obtidos no ajustamento de equações de rendimento. É importante lembrar que o rendimento das pessoas é condicionado por características pessoais de mensuração muito difícil (como ambição, tino comercial, etc) e também em um grande componente aleatório.

Vamos nos limitar a comentar apenas alguns dos coeficientes apresentados na tabela 8.

Os coeficientes para sexo mostram o rendimento médio esperado dos homens de 37,13%, 21,00% e 28,08% em 1995, 2001 e 2005 respectivamente. Estes resultados indicam uma queda na discriminação por gênero na zona rural nordestina. Esta tendência de queda da discriminação por sexo no mercado de trabalho nordestino também foi verificado por Berni (2007) que mostra que os homens ganhavam em média 51,49% a mais que as mulheres em 1995 e 35,23% em 2005.

O coeficiente de escolaridade indica que cada ano adicional nesta variável produz um acréscimo de 10,81%, 21,76% e 19,72% em 1995, 2001 e 2005 respectivamente. Estes valores estão próximos das estimativas de Hoffmann (1999). Este autor estima uma equação de rendimentos para o Brasil utilizando dados da PNAD de 1999 e encontra um valor de 10,15% como retorno médio da escolaridade. Para o setor agrícola o mesmo autor encontra um retorno de 6,66% em 1999. Usando a PNAD de 1996, Sachida et al (2004), utiliza o modelo estimação de Heckman para corrigir o viés de seleção amostral e encontra um retorno médio para os anos de escolaridade de 12,9%. Mas recentemente, Berni (2007) estima uma equação de salário para o Nordeste do Brasil e encontra 14,24%, 15,39% e 12,79% no retorno médio da educação para os anos de 1995, 2001 e 2005.

Para a variável cor, as estimações indicam que os negros ganhavam em média 21,88%, 14,79% e 12,08% a menos que os indivíduos brancos em 1995, 2001 e 2005. Esses dados mostram que na zona rural nordestina existe uma situação de discriminação muito significativa. Segundo Berni (2007) o relatório da “Organização Internacional do Trabalho” de 2003, que cobre a década de noventa, mostra que os indivíduos negros recebem 50% a menos que os brancos quando se leva em consideração o país como um todo.

Com relação à cor parda verifica-se que esses indivíduos também possuem em média rendimentos inferiores aos brancos em 17,82%, 14,79% e 4,07% em 1995, 2001 e 2005 respectivamente. A cor amarela apresenta rendimentos superiores aos brancos em 55,79%, 55,90% e 54,81% em 1995, 2001 e 2005.

Os resultados encontrados para as variáveis idade e idade², que são, respectivamente, positivo e negativo, servem para mostrar o caráter não-linear desta variável como os rendimentos. Isto é, os rendimentos é uma função crescente da idade até um determinado ponto de máximo, a partir do qual, começam a decrescer.

Tabela 3.4 - Estimativas das Equações de rendimento para pessoas ocupadas no setor agrícola no Nordeste, de acordo com a PNAD de 1995, 2001 e 2005.

Variáveis Explicativas	1995	2001	2005
Constante	2.4620 (3,11)	3,2275 (58,51)	3,5006 (45,30)
Sexo Masculino	0,3713 (14,03)	0,2100 (7,10)	0,2808 (10,05)
Idade	0,0210 (6,20)	0,0050 (6,29)	0,0082 (2,98)
Idade²	-0,0001 (-4,42)	-0,0004 (-5,11)	-0,0001 (-16,49)
Escolaridade	0,1081 (10,82)	0,2176 (13,33)	0,1972 (14,97)
Sindicato	0,0108 ns (0,04)	0,0681 (2,89)	0,5596 (2,63)
Cor. indígena	-0,3195 (-12,77)	0,1085 ns (0,42)	-0,1251 (-10,47)
Preta	-0,2188 (-5,91)	-0,1479 (-3,86)	-0,1208 (10,53)
Branca (excluída)			
Amarela	0,5579 (10,32)	0,5590 (11,54)	0,5481 (11,46)
Parda	-0,1782 (-7,88)	-0,1479 (-3,86)	-0,0407 (-8,86)
R²	0,521	0,324	0,448
Estatística F	46,17	43,73	42,94
Prob>F	0,000	0,000	0,000
Nº Obser.	7381	7.940	8.728

Fonte: Elaborado pelo autor, dados PNAD/IBGE (1995 a 2005). Estatística t entre parênteses. A sigla ns assinala os coeficientes que não são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%..

6.3 Resultados da Decomposição

Este item irá apresentar os resultados da decomposição em nível e da decomposição da diferença. Entretanto, faz-se necessário uma explicação adicional sobre a interpretação dos diferentes tipos de variáveis explicativas na decomposição.

Para variáveis explicativas que entram na equação de rendimentos como variáveis simples do tipo educação, seus respectivos S_j 's terão uma interpretação direta. No entanto, tal interpretação torna-se diferente para variáveis que entram na equação de formas alternativas, como variáveis com efeito não-linear. Para o caso das variáveis simples como educação, se o

seu S_j , ou seja, sua contribuição para explicar a desigualdade é igual a y %, isto significa que tal variável é responsável por y % da desigualdade num determinado período. Esta interpretação é diferente para variáveis que possuem um efeito não-linear como idade e idade². Neste caso, a contribuição da categoria idade para a desigualdade de renda seria dada pela soma dos seus dois S_j 's - do linear e do não-linear.

6.4 Decomposição para o Período 1995-2005

A decomposição em nível e a decomposição da diferença para o período 1995-2005 foram sintetizadas na Tabela 3.5 para a zona rural nordestina. Lembrando que a decomposição em nível mostra os principais determinantes da desigualdade de renda dos rendimentos na área rural do nordeste num determinado período de tempo, enquanto que a decomposição da diferença indica os principais determinantes da variação na desigualdade entre dois períodos distintos.

Os resultados na Tabela 3.5 indicam que a variável educação é o principal determinante da desigualdade de rendimentos na área rural do Nordeste do Brasil. Verifica-se que para os anos de 1995 e 2005, os anos de escolaridade das pessoas que ocupadas na área rural nordestina explicam, respectivamente, 31,47% e 48,92% da desigualdade. Recentemente, Berni (2007) encontrou que a educação explica 41,82% da desigualdade de renda em 1995 e 39,12% em para o nordeste como um todo. Ramos e Vieira (2001) *apud* Berni (2007) encontram um valor de 33% para o ano de 1999, em nível nacional, o que coincide com o resultado apresentado na nota técnica do IPEA (2006) para o período 2001-2004. Isto indica que a importância da educação para explicar a desigualdade é mais elevada no Nordeste do que no país como um todo.

Os resultados na Tabela 3.5 indicam que ocorreu um aumento da participação da variável educação de 1995 para 2005, isto se deve ao aumento dos retornos médios da escolaridade, como se pode ver na Tabela 4. Esses resultados não coincidem com os de Berni (2007), pois este autor encontrou que a participação da educação para explicar a desigualdade está diminuindo no Nordeste, como um todo no período 1995 – 2005.

A variável idade é o segundo determinante mais importante da desigualdade de rendimentos na agricultura do Nordeste em 1995, com uma contribuição de 4,61%. No entanto, este valor passa para apenas 2,42% em 2005.

A variável sexo é a terceira determinante da desigualdade de rendimentos em 1995, com uma contribuição de 2,47% . Observa-se que em 2005 o sexo é a segunda em grau de importância para explicar a desigualdade com 1,96%. A queda entre 1995 e 2005 desta variável deve-se a diminuição na discriminação dos rendimentos entre homens e mulheres, que pode ser observada na tabela 3.4. Berni (2007) também encontrou que existe discriminação salarial entre homens e mulheres no Nordeste, mas a discriminação caiu no Nordeste entre 1995 – 2005.

Com relação a cor, os resultados mostram que sua participação na desigualdade é quase nula em 2005, o que vai de encontro ao trabalho de Ramos e Vieira (2001) *apud* Berni (2007). Exceto, a cor parda que em 1995 explica 1,85% da desigualdade dos rendimentos na área rural do Nordeste.

Observa-se que o resíduo na decomposição em nível é mais que 50% em 1995 e 45,39% em 2005. Este resíduo mostra que as variáveis explicativas da equação de rendimentos na área rural do Nordeste não explicam totalmente a desigualdade de rendimentos. Resíduos em torno de 50% também foram encontrados nos trabalhos de Fieds e Yoo (2000) e Berni (2007).

A variável sindicato não foi significativa na determinação da equação de rendimentos da área rural do Nordeste em 1995, por isto não faz sentido determinar sua explicação na determinação da desigualdade no período 1995 – 2005.

É interessante verificar que apesar de algumas variáveis terem sido significativas na equação de rendimentos, nem todas estas variáveis são importantes na explicação da desigualdade de rendimentos. Como exemplo, a variável cor preta é sempre significativa no período analisado, mas sua contribuição sobre a desigualdade é pequena. Esta é uma vantagem deste tipo de decomposição, ou seja, é possível captar informações sobre a desigualdade de rendimentos com mais critério do que a simples análise dos resultados da equação de rendimentos estimada. Dito de outra forma, é possível encontrar um coeficiente altamente significativo na estimação da equação de rendimentos, mas que não tenha impacto na decomposição da desigualdade.

Tabela 3.5 - Contribuição das Variáveis Explicativas – Decomposição em Nível e Decomposição e da Diferença – 1995 – 2005.

Variáveis	$S_i(\ln Y)$, 1995	$S_i(\ln Y)$, 2005	Δ_i (Gini), 1995-2005
Educação	0,3147	0,4892	0,3806
Sexo	0,0247	0,0196	0,0731
Cor. Preta	0,0071	0,0075	-0,0281
Amarela	0,0015	0,0017	-0,0341
Indígena	0,0053	0,0012	-0,0572
Parda	0,0185	0,0027	-0,0120
Idade	0,0461	0,0242	0,0822
Sindicato	-	-	-
Resíduo	0,5822	0,4539	-0,2241

Fonte: Elaborado pelo autor.

A decomposição da diferença apresentada na coluna 4 da Tabela 3.5 mostra que as variáveis que mais contribuem para queda da desigualdade durante o período estudado na zona rural do nordeste do Brasil, foi educação com 38,06%, sexo com 7,31% e idade com 8,22%. As variáveis com sinal negativo não contribuíram para a diminuição da desigualdade.

6.5 Decomposição para o Período 2001-2005

Os resultados da decomposição para o período 2001 – 2005 estão mostrados na Tabela 3.6. Observa-se que a educação em 2001 é o principal determinante da desigualdade de rendimentos na área rural nordestina com 53,56%. Estes resultados estão de acordo com Berni (2007).

A segunda contribuição mais importante na explicação da desigualdade é a variável cor parda com 1,65% seguida por sindicato com 1,18%.

Com relação ao sexo, pode-se observar que sua importância na explicação da desigualdade diminui de 1995 para 2001. Esta redução corrobora com Berni (2007). Entretanto de 2001 para 2005 esta variável aumenta de 1,48% para 1,96%, resultados este que não estão de acordo com Berni (2007) para o Nordeste do Brasil.

A última coluna da Tabela 3.6 mostra a decomposição da diferença. A variável educação, sexo e idade são as que mais contribuem para a diminuição da desigualdade dos rendimentos na atividade agrícola na área rural do Nordeste. Dentre estas variáveis, a educação é a que apresenta maior importância com 47,38%.

Tabela 3.6 - Contribuição das Variáveis Explicativas – Decomposição em Nível e Decomposição e da Diferença – 2001 – 2005 na área rural do Nordeste.

Variáveis Explicativas	$S_i(\ln Y)$, 2001	$S_i(\ln Y)$, 2005	Δ_i (Gini), 2001-2005
Educação	0,5356	0,4892	0,4738
Sexo	0,0148	0,0196	0,0901
Cor. Pret	0,0047	0,0075	-0,1531
Amarela	0,0034	0,0017	-0,1801
Indígena	-	-	-
Parda	0,0165	0,0027	-0,0145
Idade	0,0111	0,0242	0,0312
Sindicato	0,0118	0,1757	-0,0012
Resíduo	0,40209	0,2794	-0,7842

Fonte: Elaborada pelo autor.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho tenta contribuir para a explicação da desigualdade de renda nos rendimentos na área rural do Nordeste Brasileiro, através da aplicação da metodologia da decomposição. Inicialmente estimou-se a equação de rendimentos das pessoas ocupadas na atividade agrícola da zona rural. Em seguida, aplicou-se a decomposição em nível e em diferença.

Antes de realizar a decomposição foi possível mostrar que a desigualdade de renda no Brasil e no Nordeste vem caindo nos últimos anos através da determinação do coeficiente de gini e dos índices de pobreza. Entretanto, verifica-se que essa desigualdade ainda é muito elevada.

Nas áreas rurais dos estados de Alagoas, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte, observam-se uma queda na proporção de entre 1995 – 2005. O estado do Maranhão ocorreu um aumento na proporção dos pobres que foi de 0,7776 em 1995 e passou para 0,8241 em 2005. Os valores dos hiatos de pobreza (P1) mostram que ocorreu uma queda deste índice nos estados da Bahia, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Piauí e Rio Grande do Norte.

Na determinação da equação de rendimentos para a área rural nordestina, verifica-se que existe discriminação de cor. Por exemplo, no ano de 1995 os negros ganhavam em média 21,88% que os brancos. Esta discriminação segue em queda durante o período analisado, pois em 2005 os negros recebiam em média 12,08% a menos que pessoas brancas.

Quanto da decomposição em nível, a educação mostrou ser a variável mais importante na explicação da desigualdade para o período 1995, seguida por idade, sexo e cor parda. Em 2001, a variável educação também foi a mais importante, seguida por sindicato, cor parda e sexo. Para o ano de 2005, a educação continua como a principal determinante da

desigualdade de rendimentos na área rural do Nordeste. Este resultado da educação para explicar a desigualdade corrobora ao resultado encontrado por Berni (2007) em um trabalho desenvolvido para o nordeste.

Logo, a educação marca de extrema importância na desigualdade de renda na área rural do Nordeste, o que deve ser considerado como um fator relevante na elaboração de políticas públicas.

A decomposição da diferença mostra a que a educação é a variável que apresenta maior importância para a diminuição da desigualdade dos rendimentos do trabalho agrícola na zona rural do nordeste.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ARAÚJO, Maria Helena de. Desigualdade e Pobreza no Ceará: O caso do projeto São José. 2003. 167f. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento e Meio Ambiente) – UFC/DEA, Universidade Federal do Ceará.

BERNI, Hélio Augusto de A. Evolução dos Determinantes da Desigualdade de Renda Salarial no Nordeste. 2007. 48f. Dissertação (Mestrado em Economia) – CAEN, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, 2007.

BARROS, R. P. ; MENDONÇA, Rosane ; HENRIQUES, Ricardo . Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. Revista Brasileira de Ciências Sociais, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000.

BARROS, R.; CARVALHO, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Determinantes imediatos da queda da desigualdade de renda Brasileira. Rio de Janeiro: Ipea. 2007 (Texto para Discussão n. 1253). Disponível em: <<http://www.ipea.gov.br>>.

BARROS, R.; MIRELA, M.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. (2006) Conseqüências e Causas Imediatas da Queda Recente da Desigualdade de Renda Brasileira. IPEA. Texto para Discussão n. 1201.

CORRÊA, A. J. *Distribuição de renda e pobreza na agricultura brasileira*. Piracicaba, Editora Unimep, 1998.

DEL GROSSI, M. E. e GRAZIANO DA SILVA, J. *O uso das PNADs para as Áreas Rurais* . Texto para Discussão no. 874, IPEA. Rio de Janeiro, abril, 2002.

FIELDS, G. S.; YOO, G. (2000) Falling Labor Income Inequality in Korea's Economic Growth: Patterns and Underlying Causes. Review of Income and Wealth, vol. 46, n.2, Junho, p. 139-60.

_____. (2003) Accounting for income inequality and its changes: A new method with application to the distribution of earnings in the United States, *Research in Labour Economics*, vol. 22, p. 1-38.

HOFFMAN, Rodolfo. *Distribuição de Renda no Brasil em 1999*. Instituto de Economia – UNICAMP, SP, Brasil. 17p. (1999).

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA (2006) *Sobre a Recente Queda da Desigualdade de Renda no Brasil*. Nota Técnica. Agosto.

IPEA. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Brasília: Ipea, IPEADATA, Disponível em: <http://www.ipea.gov.br>: Acesso em 10 outubro de 2007.

KAKWANI, N.; NERI, M.; SON, H. H. (2006) *Linkages Between Growth, Poverty and Labour Market*. *Ensaios Econômicos*. FGV. n. 639.

MANSO, C. A; BARRETO, F. A; TEBALDI, E. *O desequilíbrio regional brasileiro: novas perspectivas a partir das fontes de crescimento “pro-pobre”*. Fortaleza: CAEN, 2006.

NERDER, Dantas Henrique; SILVA, J. L. Mariano. *Pobreza e Distribuição de Renda em Áreas Rurais: uma abordagem de Inferência*. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Rio de Janeiro, vol. 42, nº 03, p. 469-486, jul/set 2004.

NEY, Marlon Gomes; HOFFMAN Rodolfo. *Desigualdade de renda na agricultura: o efeito da posse da terra*. *Revista de economia*, Niterói (RJ), v. 4, n. 1, p. 85-112, jan./jun. 2003.

PRATES, F. M. (1996) *Desigualdade de renda e pobreza em Minas Gerais*. Dissertação de Mestrado, CEDEPLAR/UFMG, Belo Horizonte.

ROCHA, SONIA. *Pobreza no Brasil: Afinal, de Que se Trata?* Rio de Janeiro: Fundação Getúlio Vargas, 3ª. Ed. 2006.

SACHIDA, A.; LOUREIRO, P. R. A.; MENDONÇA, M. J. C. (2004) Discriminação Salarial e Local de Moradia: um estudo para o Distrito Federal. In: XXXII Encontro Nacional de Economia ANPEC, João Pessoa.

SHORROCKS, A. F. (1982) Inequality Decomposition by Factor Components, *Econometrica* 50, n.1, p. 193-211.

SIQUEIRA, M. L.; SIQUEIRA, M. L. (2006) Desigualdade de Renda no Nordeste Brasileiro: Uma Análise de Decomposição. In: XI Encontro Regional de Economia – ANPEC/Nordeste.

SQUIRE, L.; ZOU, H. (1998) Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality. **The Economic Journal**, v. 108. p.26-43.