

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

**FRANCISCO SOARES DE LIMA**

**CRESCIMENTO ECONÔMICO, ABERTURA COMERCIAL E BEM-ESTAR NO**  
**BRASIL**

Fortaleza – CE, 2003

**FRANCISCO SOARES DE LIMA**

**CRESCIMENTO ECONÔMICO, ABERTURA COMERCIAL E BEM-ESTAR NO  
BRASIL**

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

Fortaleza – CE, 2003

L732 Lima, Francisco Soares de.

Crescimento econômico, abertura comercial e bem estar no Brasil. / Francisco Soares de Lima. – Fortaleza (CE): UFC, 2003.

95p. Tese (Doutorado em Economia) - UFC, 2003

1. Crescimento econômico
2. Abertura comercial – Bem Estar
- I. Título

CDD: 33.01

**FRANCISCO SOARES DE LIMA**

**CRESCIMENTO ECONÔMICO, ABERTURA COMERCIAL E BEM-ESTAR NO  
BRASIL**

Tese submetida à Coordenação do Curso de Pós-Graduação em Economia, da Universidade Federal do Ceará, como requisito parcial para obtenção do grau de Doutor em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

Aprovada em 05 de Novembro de 2003.

Prof. Dr. Emerson Luis Lemos Marinho

Membro da Banca

Prof. Dr. Francisco S. Ramos

Membro da Banca

Prof. Dr. José Raimundo Carvalho

Ferreira

Membro da Banca

Prof. Dr. Pedro Cavalcanti

Membro da Banca

Prof. Dr. Flávio Ataliba Flexa Daltro Barreto

Orientador

Fortaleza – CE, 2003

## ÍNDICE

RESUMO	V
ABSTRACT	VI
INTRODUÇÃO GERAL	1
CAPÍTULO 1 – DESIGUALDADE DE RENDA E EFICIÊNCIA TÉCNICA NA GERAÇÃO DE BEM-ESTAR ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS	6
1. INTRODUÇÃO	6
2. METODOLOGIA	7
2.1 MEDIDAS DE BEM-ESTAR	7
2.2 <i>DATA ENVELOPMENT ANALYSIS</i>	9
2.3 DECOMPOSIÇÃO DA MEDIDA DE DESIGUALDADE DA RENDA <i>PER CAPITA</i>	13
3. DADOS AMOSTRAIS	16
4. RESULTADOS	18
4.1 TRAJETÓRIA DA DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA PER CAPITA ENTRE OS ESTADOS E REGIÕES	18
4.2 EFICIÊNCIA NA GERAÇÃO DE BEM-ESTAR	21
4.2.1 Modelo 1 – Eficiências usando a medida de <i>Sen</i> como <i>output</i>	22
4.2.2 Modelo 2 – Eficiências usando o PIB <i>per capita</i> como <i>output</i>	24
4.2.3 Modelo 3 – IDH como <i>output</i>	25
5 CONCLUSÃO	28
REFERÊNCIAS	29
ANEXOS	31
CAPÍTULO 2 - COMÉRCIO INTERNACIONAL, DOTAÇÕES DE FATORES E DESIGUALDADE NO BRASIL	32
1. INTRODUÇÃO	32
2. METODOLOGIA	34
2.1 PREÇO DOS FATORES DE PRODUÇÃO EM UMA ECONOMIA FECHADA	35
2.2 PREÇO DOS FATORES EM UMA PEQUENA ECONOMIA ABERTA	36
2.3 DISTRIBUIÇÃO DE RENDA	37
2.4 EVIDÊNCIAS SOBRE DOTAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA	38
2.5 ESTIMAÇÃO COM DADOS EM PAINEL	40
3. DADOS AMOSTRAIS	42
4. RESULTADOS	45
4.1 EVIDÊNCIAS SOBRE A DOTAÇÃO RELATIVA DE FATORES E DISTRIBUIÇÃO DA RENDA	45
4.2 CAPITAL HUMANO E CONCENTRAÇÃO DE RENDA	47

4.4 ABERTURA ECONÔMICA, DOTAÇÃO DE FATORES E A COMPOSIÇÃO DAS EXPORTAÇÕES	61
5. CONCLUSÃO	63
REFERÊNCIAS	64
ANEXOS	67
CAPÍTULO 3 - IMPACTO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO E DA CONCENTRAÇÃO DE RENDA SOBRE A POBREZA NOS ESTADOS	68
1. INTRODUÇÃO	68
2. METODOLOGIA	70
2.1 MEDIDAS DE POBREZA	70
2.2 DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO NA MEDIDA DE POBREZA	78
3. DADOS AMOSTRAIS	79
4. RESULTADOS	81
4.1 ESTIMAÇÃO DA ELASTICIDADE DA RENDA E DA CONCENTRAÇÃO SOBRE A POBREZA DOS ESTADOS BRASILEIROS	81
4.2 COMPARAÇÃO DAS ELASTICIDADES ESTIMADAS	86
4.3 DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DA INCIDÊNCIA DE POBREZA	88
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	89
REFERÊNCIAS	91
ANEXOS	92

## RESUMO

A defasagem entre os indicadores de bem-estar e a capacidade produtiva dos estados brasileiros, no período entre 1986 e 1998, é investigada neste trabalho. O estudo é composto por três ensaios com objetivos e metodologia distintos. Inicialmente, foram estimadas medidas de eficiência na geração de bem-estar usando a metodologia conhecida como *data envelopment analysis – DEA*. Em seguida, com o uso de dados em painel, foi investigada a relação entre a dotação relativa de fatores de produção, a abertura econômica e a desigualdade na distribuição da renda. Finalmente, a partir da definição de uma medida de incidência de pobreza, são estimados os efeitos do crescimento econômico e da redução da desigualdade sobre a pobreza. Entre os principais resultados, foi verificado que a ineficiência em distribuir renda é maior do que a ineficiência produtiva dos estados brasileiros. No entanto, em média, a eficiência em gerar bem-estar aumentou no período amostral. Estimou-se a existência de relação negativa entre dotação de capital humano e abertura econômica com a concentração da renda. Quanto à pobreza, foram estimadas elasticidades renda-pobreza e concentração-pobreza. Verificou-se que a elasticidade concentração-pobreza é maior do que a elasticidade renda-pobreza. Além disto, a elasticidade renda-pobreza aumenta com a desconcentração da renda e a elasticidade concentração-pobreza é crescente em relação ao nível de renda.

Palavras-Chave: Crescimento Econômico, Abertura Comercial e Bem-Estar.

## ABSTRACT

The imbalance between well-being measures and productive capacity of the Brazilian states, in the period between 1986 and 1998, is investigated in this work. The study is composed three assays with distinct objectives and methodology. Inicially, measures of efficiency in the well-being generation are stimated using the methodology know as data envolpment analysis - DEA. After this, with use of panel data, the relation between the relative endowment of production factors, economic opening and the inequality in the distribution of the income was investigated. Finally, from the definition of measure of poverty incidence, the effect of the economic growth and the reduction of the inaquality on the poverty are estimated. Between the main results, it was verified that the inefficiency in distributing income is bigger of the one than the productive inefficiency of the Brazilian states. However, in average, the efficiency in generating well-being increased in the amostral period. It was esteem existence of negative relation between endowment of human capital and economic opening with the concentration of the income. How much to the poverty, elasticities had been esteem income-poverty and concentration-poverty. It was verified that the elasticity concentration-poverty is bigger of the one than the elasticity income-poverty. Moreover, the elasticity income-poverty increases with the desconcentração of the income and the elasticity concentration-poverty is increasing in relation to the income level.

Key-Words: Economic Growth, Commercial Openness and Welfare.

## INTRODUÇÃO GERAL

A noção de prosperidade tem mudado significativamente nos últimos séculos. Por muito tempo, uma nação próspera foi considerada aquela que acumulava metais preciosos e que, em caso de guerra, tinha como custear um forte exército. Mais tarde, a prosperidade nacional passou a ser sinônimo da prosperidade dos seus cidadãos. Esta última noção está associada ao que se designou bem-estar social.

O advento da democracia moderna contribuiu para que o bem-estar social seja adotado como objetivo principal dos governos. Neste sentido, muitos estudiosos tem se empenhado em apreender a melhor forma de promover o bem-estar.

Os economistas clássicos já demonstravam esta preocupação. Smith (1776) se propõe a explicar como as nações se tornam mais prósperas a partir da utilização eficiente dos seus recursos produtivos. A divisão social do trabalho e o liberalismo comercial seriam os meios para se aumentar a produção de riqueza em uma nação. A preocupação com o bem-estar torna-se mais evidente quanto Smith afirma que um operário inglês teria um padrão de vida superior a certos reis africanos da época. Portanto, de acordo com o critério do bem-estar, a forma inglesa de organizar a produção seria preferível à organização da produção das tribos africanas.

O debate sobre crescimento econômico, desigualdade e bem-estar têm se destacado nas duas últimas décadas. Até então, a teoria do crescimento econômico concentrava-se na evolução de um único parâmetro da distribuição da renda, mais especificamente, evolução da renda média ou da renda do agente representativo. Em parte, esta escolha se deve a aceitação da hipótese de Kuznets (1955) baseada na proposição de que, se a desigualdade entre dois setores de uma economia é maior que a desigualdade intra-setorial, sua dinâmica seria determinada pela movimentação da força de trabalho de um setor para o outro. Primeiramente, a desigualdade aumentaria com o início da transferência da força de trabalho do setor menos produtivo para o mais produtivo. Posteriormente, a desigualdade diminuiria quando a maioria dos trabalhadores estivessem trabalhando no setor mais produtivo. Desta forma, a relação entre crescimento e desigualdade teria a forma de um “U” invertido.

Aceitando-se a hipótese de Kuznets, a política de desenvolvimento poderia ser resumida à promoção do crescimento econômico e, este, por fim promoveria a redução da desigualdade. Tendo-se a renda elevada e melhor distribuída, o problema da pobreza seria resolvido. Alguns trabalhos recentes apresentam evidências favoráveis à esta hipótese.

Ravallion e Chen (1997) distribuíram em quatro quadrantes as observações referentes à variação no consumo médio e ao índice de pobreza. Verificou-se que quase todas as observações localizaram-se no primeiro e no terceiro quadrantes. Desta forma, se concluiu pela existência de uma correlação negativa entre crescimento e pobreza. Dollar e Kraay (2000) pesquisando 92 países nos últimos 40 anos encontraram que a taxa de crescimento da renda média dos indivíduos mais pobres foi igual a taxa de crescimento da renda média geral e, portanto, o crescimento reduziu a pobreza.

Entretanto, Deininger e Squire (1998), usando um painel de países no período entre 1960 e 1992, concluíram que não há suporte para a hipótese de Kuznets em torno de 90% dos países investigados. Mostra-se que em 5 países, entre eles o Brasil, a hipótese é confirmada; em 4 países, a relação entre renda e desigualdade tem o formato de “U” e em 40 países não há relação significativa entre renda e desigualdade.

Trabalhando especificamente com países em desenvolvimento, diversos estudos apresentam evidências da relação negativa entre crescimento econômico e pobreza. Lipton e Ravallion (1993) e Thonbecke e Hong-sang (1996), constatam a importância do crescimento por setor econômico sobre a redução da pobreza. Neste sentido, Thornbecke e Hong-Sang encontram que o crescimento na agricultura e no setor de serviços contribuíram mais para a redução da pobreza do que o crescimento do setor industrial.

A necessidade do levantamento de evidências a respeito da relação entre crescimento econômico e bem-estar origina uma questão prática. O problema de se mensurar um fenômeno complexo como desenvolvimento econômico ou bem-estar tem sido um desafio a muitos estudiosos. Muitas medidas foram propostas, todas elas com um elenco de vantagens e limitações. Em muitos trabalhos, as medidas de bem-estar se baseiam em critérios de eficiência e de justiça social.

Dentre os indicadores de eficiência produtiva os mais simples e aceitos estão relacionados à renda *per capita*. Por sua vez, as medidas de desconcentração da renda são as medidas de justiça social mais utilizadas.

Desde o início dos anos 90, a Organização das Nações Unidas (ONU) vem divulgando uma medida que permita comparar o padrão de vida das nações ou regiões. A medida usada é o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH). Este índice se baseia em três critérios: na renda *per capita*, como critério de eficiência produtiva e, como critérios de justiça social, na educação (taxa de matrícula e alfabetização) e na longevidade.

No Relatório de Desenvolvimento Humano (RDH) de 2003, o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) faz uma advertência sobre o ritmo de

diminuição da pobreza no Brasil. Se o ritmo de redução da pobreza não for acelerado, não será atingida a meta de, até 2015, reduzir para 4,95% da população o número de pessoas vivendo com renda inferior a 1 US\$/dia.

Normalmente a existência de índices elevados de pobreza está associada à baixa produtividade e, conseqüentemente, baixa renda *per capita*. Entretanto, no Brasil, como mostra Barros, Henriques e Mendonça (2001), a incidência de pobreza é maior do que na maioria dos países que têm renda *per capita* semelhante. A desigualdade na distribuição de renda é responsável pelo fato do crescimento econômico ser relativamente incapaz na redução da pobreza, isto é, o efeito do crescimento econômico sobre a redução da pobreza é menor no Brasil do que em outros países que alcançaram o mesmo nível de renda.

Nas duas últimas décadas, a produtividade dos estados brasileiros têm aumentado. Marinho e Benegas (2002) mostram que, no período entre 1986 e 1998, os estados apresentaram ganhos de produtividade, aumentaram os seus estoques de insumos e, portanto, aumentaram sua capacidade de gerar renda. Além disto, Marinho, Barreto e Lima (2002) mostram que a trajetória de produtividade é influenciada pela abertura econômica e que, após 1992, a produtividade dos estados passa a crescer mais rapidamente. No mesmo sentido, Rossi e Ferreira (1999) mostram que o crescimento da produtividade observado nos anos 90 no setor industrial está relacionado com a redução das medidas protecionistas.

O presente estudo tem por objetivo investigar os determinantes da defasagem entre o bem-estar e a capacidade produtiva dos estados brasileiros no período entre 1986 e 1998. Este estudo será composto por três análises com objetivos e metodologias específicas.

No capítulo 1 serão estimadas as medidas de eficiência na geração de bem-estar utilizando o método conhecido como *data envelopment analysis* – *DEA*. Este método consiste em estimar uma fronteira não-paramétrica que corresponde ao bem-estar potencial máximo associado a um determinado volume de insumos empregados na produção em cada estado. A diferença entre o bem-estar observado nos estados e o nível de bem-estar potencial corresponde a medida de ineficiência. Foram utilizadas três indicadores de bem-estar: a medida de Sen (modelo 1), o PIB *per capita* (modelo 2) e o IDH (modelo 3). Nos três modelos, a média da eficiência cresceu no período amostral. Dentre as medidas utilizadas, apenas a do modelo 1 considera a concentração da renda como determinante do bem-estar. Exatamente neste modelo, as medidas de eficiência foram maiores. Este resultado é considerado como indício de que os estados são mais ineficientes em distribuir renda do que em produzi-la. A evolução da desigualdade de renda entre os estados foi analisada e decomposta em desigualdade de renda intra e inter-regional. Foi verificado que a desigualdade de renda entre

os estados brasileiros declinou no período amostral. No entanto, a desigualdade intra-regional diminuiu significativamente apenas no Nordeste e no Sudeste. A desigualdade inter-regional também reduziu-se fortemente. Este resultado mostra que a dispersão em termos de renda média tem diminuído entre os estados devido principalmente a redução das disparidades regionais. Tomando a renda média como *proxy* da produtividade dos estados, esta análise permite concluir que o diferencial de bem-estar entre os estados não se explica totalmente pelo diferencial na capacidade produtiva de cada um. Dependendo-se apenas da produtividade, as disparidades regionais teriam sido reduzidas significativamente entre 1986 e 1998.

No capítulo 2, é analisada a relação entre as dotações relativas de fatores de produção, a abertura econômica e a concentração da renda. A análise se baseia na definição do índice de desigualdade de renda de Gini como função da renda dos indivíduos de uma determinada economia. A renda de todo indivíduo é função da quantidade e dos preços dos fatores de produção que ele possui. O preço dos fatores de produção, em uma economia de mercado, pode ser definido em função da dotação total e do grau de abertura econômica. O impacto estimado da dotação relativa de terra sobre a concentração de renda é positivo e significativo. A relação estimada entre concentração de renda com a dotação relativa de capital humano e abertura econômica é negativa e significativa. Outro resultado relevante é a relação positiva da abertura econômica com a exportação de produtos básicos e com a formação de capital humano na agricultura e na indústria.

No capítulo 3 foi estimada a relação entre crescimento econômico, concentração da renda e pobreza. A partir da definição de incidência de pobreza, é estimado um modelo econométrico usando dados em painel. Foram calculadas as elasticidades renda-pobreza e as elasticidades concentração-pobreza para os estados brasileiros. Em valor absoluto, as elasticidades concentração-pobreza são maiores do que as elasticidades renda-pobreza. Além disto, os valores das elasticidades renda-pobreza foram negativos e os valores da elasticidade concentração-pobreza foram positivos. Estes valores são crescentes para quase todos os estados, com exceção dos estados do Norte. Aqueles com menores elasticidades são os nordestinos. Nestes estados, uma redução rápida da pobreza exige altas taxas de crescimento econômico associadas a altas taxas de redução da desigualdade. Entretanto, a redução da desigualdade tem um impacto maior sobre a redução da pobreza do que o crescimento econômico.

De forma geral, pode-se concluir que a defasagem entre capacidade produtiva e bem-estar no Brasil não pode ser explicada por ineficiência técnica produtiva de um grupo de

estados. A redução da concentração de renda entre estados sinaliza que a desigualdade em produtividade diminuiu no período. Por outro lado, a ineficiência em distribuir renda nos estados aparece como determinante principal do diferencial de bem-estar. A redução da desigualdade, por si só, teria um impacto sobre a pobreza maior do que o impacto do crescimento econômico, além de potencializar o efeito deste último. O aumento da escolaridade da população, o aumento da produtividade agrícola e a abertura econômica são medidas que podem ser implementadas no sentido de reduzir a desigualdade e aumentar o bem-estar das economias estaduais.

## CAPÍTULO 1

### **DESIGUALDADE DE RENDA E EFICIÊNCIA TÉCNICA NA GERAÇÃO DE BEM-ESTAR ENTRE OS ESTADOS BRASILEIROS**

#### **1 – INTRODUÇÃO**

A análise do bem-estar social é uma tarefa que deve observar um conjunto bastante complexo de fatores. Sendo alguns destes fatores de difícil, ou de impossível, mensuração. Entretanto, tendo em vista a relevância do tema, várias metodologias vêm sendo empregadas com o objetivo de medir e explicar o que seria o objetivo final das políticas governamentais.

De acordo com o que foi argumentado na introdução geral desta tese, o conceito de bem-estar utilizado para as investigações a que este trabalho se propõe depende do nível de renda e da forma como a renda está distribuída entre os indivíduos.

Neste sentido, os limites da geração de bem-estar seriam definidos pelos fatores que determinam a produção e a distribuição de riquezas em uma sociedade. Mais precisamente, os limites à produção de riquezas são definidos, entre outras coisas, pela tecnologia disponível e pelo nível de eficiência no emprego dos fatores de produção. Por sua vez, os determinantes da distribuição da renda são a remuneração e a distribuição dos fatores de produção entre os indivíduos. Uma sociedade que seja eficiente na produção e que, entretanto, seja ineficiente na distribuição da riqueza seria ineficiente na produção de bem-estar. O contrário também produziria ineficiência.

Isto posto, é justificável se falar em uma tecnologia de produção de bem-estar. Esta tecnologia define uma fronteira de possibilidade de geração de bem-estar. Esta fronteira seria composta pelo conjunto de pontos referentes ao nível de bem-estar potencial máximo associado a uma determinada combinação de insumos. Esta fronteira seria determinada pela tecnologia de produzir e distribuir riqueza.

Neste sentido, este trabalho tem por objetivo geral estudar a trajetória da eficiência na geração de bem-estar dos estados brasileiros. Mais precisamente, pretende-se estimar uma fronteira não-paramétrica de bem-estar e baseando-se nela calcular os escores de eficiência técnica dos estados brasileiros em gerar bem-estar a partir de um determinado estoque de insumos (capital e trabalho) e da tecnologia produtiva disponível, no período entre

1986 e 1998 e, ainda, verificar a trajetória da desigualdade na distribuição da renda média entre as unidades da federação.

O estudo da desigualdade de renda entre estados tem por objetivo verificar se existem fatores regionais que influenciem na distribuição espacial da produtividade. Para esta finalidade será utilizado o índice de desigualdade de Theil. Esta medida será empregada para medir a desigualdade de renda inter-regional e intra-regional.

Para estimar as medidas de eficiência em bem-estar dos estados, será utilizada a metodologia conhecida como Data Envelopment Analysis (DEA). Esta consiste em definir uma fronteira que interliga os pontos referentes às combinações de insumos e bem-estar mais eficientes seguindo o critério da produtividade.

Usando o conceito de fronteira de produção de bens e serviços, Marinho, Barreto e Lima (2002) mostram que a produtividade total dos fatores no Brasil aumentou no período entre 1986 e 1998 e que este ganho de produtividade elevou o produto potencial máximo. Assumindo mobilidade dos fatores de produção e de tecnologia entre estados e regiões no país, isto implicaria na possibilidade de um aumento conjunto do nível de bem-estar de todos os estados. Entretanto, a existência de ineficiência na produção e na distribuição da renda em um grupo de estados pode minimizar o ganho de bem-estar resultante do aumento da capacidade produtiva.

A ineficiência acima discutida explicaria o fato do Brasil apresentar níveis de bem-estar abaixo da maioria dos países com características econômicas semelhantes. Esta ineficiência pode não estar perfeitamente distribuída geograficamente. Neste sentido, seria desejável se conhecer onde a ineficiência está concentrada.

No que se segue, além desta breve introdução, este capítulo está organizado da seguinte forma: Na seção II, é apresentada a metodologia utilizada, destacando-se o conceito da medida de desigualdade de Theil e do modelo Data Envelopment Analysis. Na seção III, são descritas as variáveis usadas nas estimações e suas fontes. Na seção IV, são apresentados os resultados obtidos. Finalmente, na seção V, são apresentadas as conclusões.

## **2. METODOLOGIA**

### **2.1 MEDIDAS DE BEM-ESTAR**

Tanto na literatura internacional quanto na nacional, a tendência tem sido concentrar a atenção na renda da sociedade e de seus indivíduos, privilegiando a consideração de dois fatores para avaliar o bem-estar social: a “eficiência econômica”, na maioria das vezes

representada pela renda média da população sob análise, e a “justiça social”, usualmente retratada pela distribuição da renda entre os integrantes dessa população. O problema, então, é a natureza da solução de compromisso entre esses dois fatores. Ou, colocado de forma mais explícita, de que maneira um maior nível de eficiência econômica pode compensar um menor grau de justiça social, e vice-versa. Diferentes noções de juízo de valor implicarão, é claro, diferentes soluções de compromissos entre eles e, por conseguinte, distintos critérios operacionais para a comparação do bem-estar social entre duas ou mais populações, que podem gerar ordenações distintas entre si.

Para um ordenamento completo dos diferentes *status* social, é comum serem usadas funções de bem-estar social de Bergson-Samuelson. Estas funções em geral dependem da renda média e da desigualdade da renda. Entretanto, existem diversas formas funcionais possíveis.

A medida de Sen pertence à família das funções de Bergson-Samuelson. Seus determinantes são os dois objetivos básicos de um planejador, ou seja, o nível de riqueza, representado pela renda *per capita*, e o nível de igualdade na distribuição da renda. Formalmente, esta medida é definida como:

$$(01) \quad S(y, G) = y \cdot (1 - G)$$

onde  $y$  e  $G$  são, respectivamente, a renda *per capita* e o índice de Gini de uma determinada economia.

Dentre as diversas medidas de bem-estar propostas na literatura, serão utilizadas três medidas neste trabalho. São elas: a medida proposta por Sen (1973)<sup>1</sup>, o PIB *per capita* e o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH).

Mukhopadhaya (2001) argumenta que a medida de Sen é muito sensível à renda e pouco sensível à igualdade, quando o Gini é menor do que 0,5. Em média os estados brasileiros apresentam medidas de desigualdade superiores a 0,5. Desta forma, as medidas de Sen estariam sendo mais sensíveis à concentração da renda. Neste sentido, será estimada uma fronteira de bem-estar usando outras duas medidas como *output*: o PIB *per capita* e o IDH. A primeira desconsidera qualquer informação sobre distribuição da renda. A segunda, mais complexa do que as duas anteriores, é defendida como um indicador mais eficiente das condições sócio-econômicas por que, além de considerar o nível de renda, também incorpora indicadores referentes à educação (taxa de matrícula e alfabetização) e à longevidade.

Ao final, as estimativas com os três *outputs* serão comparadas para verificar se produzem trajetórias de eficiência semelhantes.

## 2.2 DATA ENVELOPMENT ANALISYS

A definição de uma referência de eficiência se faz necessária para analisar o uso eficiente de algum recurso. Neste estudo, a medida de eficiência será obtida pela utilização do método *Data Envelopment Analysis* (DEA) para definir uma fronteira formada pela conexão das melhores práticas na utilização dos insumos para geração de bem-estar. Nesta estrutura as unidades da federação usam *inputs* para gerar *outputs*. Neste estudo, os *inputs* são os estoques de capital e trabalho *per capita* utilizados na produção e os *outputs* são indicadores de bem-estar.

Antes de se discutir mais detalhadamente o DEA, é necessário apresentar os conceitos de conjunto de possibilidade de produção e de função distância que caracterizam o processo tecnológico de produção.

O conjunto de possibilidade de produção representa o conjunto de todos os vetores de produtos,  $y \in R_+^M$ , que possam ser produzidos usando o vetor dos insumos,  $x \in R_+^N$ . Isto é:

$$(02) \quad P(x) = \{y : x \text{ pode produzir } y\}$$

é o conjunto de todas as combinações de insumos e produtos factíveis. A FIGURA 1 ilustra o conceito de um conjunto de possibilidade de produção. Este conjunto consiste de todos os pontos entre a fronteira de possibilidade de produção (FPP) e o eixo dos  $y$ 's. Os pontos ao longo da fronteira de produção definem um subconjunto eficiente deste conjunto. Assim sendo, os pontos B e C são exemplos de produção eficiente enquanto o ponto A é um exemplo de ineficiência produtiva.

Para a finalidade deste estudo, o conjunto de possibilidade de produção representará o conjunto de todos os vetores de bem-estar que possam ser produzidos usando o vetor de insumos. Assume-se a existência de uma tecnologia na geração de bem-estar.

A função distância é o recíproco da medida de eficiência técnica proposta por Farrell (1957). Esta medida pode ser calculada orientada pelo insumo ou orientada pelo produto. A função distância orientada pelo produto,  $D_0(x, y)$ , é uma medida de quanto o nível

---

<sup>1</sup> Veja Lambert (1993) para uma discussão detalhada sobre as propriedades da medida de bem-estar de Sen.

de produto observado está distante do produto máximo potencial para um dado conjunto de insumos utilizados na sua produção. Formalmente, pode ser definida em função do conjunto de possibilidade de produção,  $P(x)$ , como:

$$(03) \quad D_0(x, y) = \text{Inf} \{ \delta : (x, y/\delta) \in P(x) \}$$

Em termos do conjunto de possibilidade de produção, a função distância orientada pelo produto é a máxima expansão do vetor de produto observado, necessária para torná-lo igual ao vetor de produto potencial máximo<sup>2</sup>.

De acordo com o diagrama na FIGURA 1, a função distância no ponto A é definida com sendo igual a  $\delta = OA/OB$  que é menor do que um. Neste caso, a unidade de produção está operando ineficientemente, pois com o insumo x se poderia operar no ponto B sobre a fronteira de possibilidade de produção. Se a unidade de produção estivesse operando no ponto C ou B, seria eficiente e a sua função distância seria igual a um.

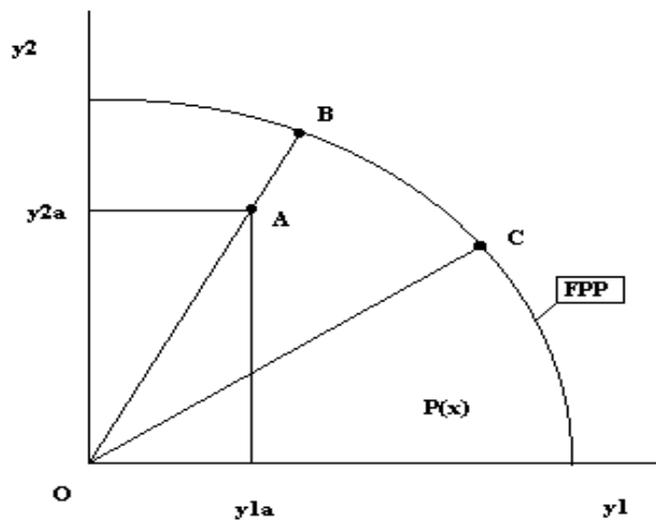


FIGURA 1 – CONJUNTO E FRONTEIRA DE POSSIBILIDADE DE PRODUÇÃO

O modelo DEA foi originalmente proposto por Charnes, Cooper and Rhodes (1978) e através dele são estimadas as medidas de eficiência técnica orientadas pelo insumo ou pelo produto para cada unidade de decisão. Neste estudo, as medidas de eficiência

<sup>2</sup> A função distância orientada pelo insumo é definida como  $D_i(x, y) = \text{sup} \{ \delta : (x/\delta, y) \in P(x) \}$ , ou seja, é a máxima contração proporcional dos insumos necessária para que se produza o mesmo nível de produto.

técnicas serão orientadas pelo produto por entender que o objetivo da sociedade é maximizar o bem-estar a partir dos recursos produtivos utilizados.

Este modelo consiste no uso de métodos de programação linear para a construção das fronteiras não paramétricas sobre os dados. As funções distâncias são então calculadas relativamente a esta fronteira, segundo Lovell (1993).

Assim sendo, denote por  $y_i$  e  $x_i$  os vetores de ordem  $(M \times 1)$  e  $(N \times 1)$  representando, respectivamente, os produtos e os insumos utilizados pela  $i$ -ésima unidade de decisão (UD). Então para uma UD pode-se obter uma razão de todos os *outputs* e todos os *inputs*, tal como  $u'y_i/v'x_i$ , onde  $u$  é um vetor  $(M \times 1)$  de pesos dos *outputs* e  $v$  é um vetor  $(N \times 1)$  de pesos dos *inputs*. Os vetores  $u$  e  $v$  podem ser obtidos adequadamente para que a razão seja uma medida da produtividade total dos fatores da  $i$ -ésima UD. Os pesos ótimos são obtidos resolvendo-se o seguinte problema de programação linear:

$$(03) \quad \text{Max}_{u,v} (u'y_i/v'x_i)$$

$$\text{Sujeito a } (u'y_j/v'x_j) \leq 1, \quad j=1,2,\dots, nN.$$

$$u, v \geq 0$$

O programa acima tem por objetivo encontrar os valores de  $u$  e  $v$ , tal que a medida de eficiência para a  $i$ -ésima UD é maximizada, sujeito à restrição de que todas as medidas de eficiência técnica sejam menores ou iguais a um. Um problema com a particular forma em (03) é que o programa tem infinitas soluções<sup>3</sup>. Para se evitar isto, impõe-se a restrição  $v'x_i = 1$ , e, desta forma, (03) pode ser reescrito como

$$(04) \quad \text{Max}_{u,v} (\mu'y_i),$$

$$\text{Sujeito a } v'x_i = 1$$

$$\mu'y_j - v'x_j \leq 0, \quad j=1,2, \dots, N,$$

$$\mu, v \geq 0.$$

---

<sup>3</sup> Se  $(u^*, v^*)$  é uma solução então  $(\alpha u^*, \alpha v^*)$  é uma outra solução.

onde a mudança de notação de  $u$  e  $v$  para  $\mu$  e  $\nu$  é usado para evidenciar que este é um programa linear diferente. A forma em (04) é conhecida como a forma multiplicativa do modelo DEA.

Utilizando o conceito de dualidade em programação linear, pode-se derivar uma forma equivalente deste problema, ou seja, o problema (04) pode ser definido como

$$(05) \quad \min_{\theta, \lambda} \theta^{k'}$$

sujeito a

$$y_m^{k'} \leq \sum_{k=1}^K \lambda^k y_m^k \quad m = 1, \dots, M$$

$$\sum_{k=1}^K \lambda^k x_n^k \leq \theta^{k'} x_n^{k'} \quad n = 1, \dots, N$$

No modelo acima, a fronteira (ou referência) tecnológica do *output* para a região  $k$  é construída dos dados como:

$$(06) \quad T = \left\{ (\mathbf{x}^k, \mathbf{y}^k) ; \sum_{k=1}^K \lambda^k x_n^k \leq x_n^{k'} \quad n = 1, \dots, N ; y_m^{k'} \leq \sum_{k=1}^K \lambda^k y_m^k \quad m = 1, \dots, M ; \lambda^k \geq 0 \right\}$$

A tecnologia acima exibe retornos constantes de escala e é definida por um cone poliedral (fechado pela igualdade) formado pela interseção dos hiperplanos gerados pelas restrições de disponibilidade dos inputs definida por  $\sum_{k=1}^K \lambda^k x_n^k \leq x_n^{k'} \quad n = 1, \dots, N$  e pela restrição de capacidade definida por  $\sum_{k=1}^K \lambda^k y_m^k \quad m = 1, \dots, M$ . Os  $\lambda^{k'}$ s são variáveis de intensidade indicando em que nível de intensidade uma atividade em particular pode ser empregada na produção de bem-estar. As restrições quanto às disponibilidades, permitem a construção de uma fronteira não paramétrica onde os pontos à esquerda e abaixo de uma isoquanta não paramétrica não são factíveis, seguindo a sugestão de Farrell (1957). A estimação da eficiência técnica orientada pelo produto para uma determinada UD é feita resolvendo-se o problema (05).

Os modelos orientados pelo produto são similares àqueles orientados pelo insumo. A determinação das medidas de eficiência orientadas pelo produto resolve o seguinte problema de programação linear,

$$\begin{aligned}
 & \max_{\phi, \lambda} \phi, \\
 & \textit{sujeito a} \\
 & -\phi y_i + Y\lambda \geq 0 \\
 & x_i - X\lambda \geq 0, \\
 & N1' \lambda = 1 \\
 & \lambda \geq 0
 \end{aligned}
 \tag{07}$$

onde  $1 < \phi < \infty$  é o aumento proporcional no produto que seria verificado pela  $i$ -ésima unidade de decisão mantida a quantidade de insumo constante. Note que  $1/\phi$  define a medida de eficiência técnica que varia entre um e zero.

A solução do problema acima para as  $K$  unidades de decisão (UD) dentro de uma determinada amostra resulta nos escores de eficiência técnica para cada uma delas. A fronteira é então construída a partir das UD mais eficientes e as demais posicionadas relativamente a tal fronteira. O programa acima é resolvido para cada uma das  $K$  unidades de decisão em cada período de tempo, e desta forma a fronteira tecnológica nacional de bem-estar é construída.

### 2.3 DECOMPOSIÇÃO DA MEDIDA DE DESIGUALDADE DA RENDA *PER CAPITA*

A desigualdade de produtividade entre os estados pode ser entendida como uma evidência de um desequilíbrio na absorção de tecnologia (capacidade produtiva) ou na eficiência técnica produtiva entre os estados. Alguns estados podem estar mais aptos em absorver novos processos de produção e conseguir proporcionar mais riqueza para as suas populações.

Tomando a renda média como uma *proxy* da produtividade dos estados, a análise da distribuição da renda proporciona informação sobre a desigualdade em absorção tecnológica e eficiência produtiva e, conseqüentemente, sobre um dos componentes dos indicadores de bem-estar.

A desigualdade na distribuição de renda pode ser verificada sob dois pontos de vistas distintos. A desigualdade pode ocorrer devido à dispersão em rendimento entre os

grupos de uma população e/ou entre os membros deste grupo. No final, a desigualdade total será determinada pela soma das desigualdades ocorridas em ambos os níveis.

Nesta investigação, os grupos serão definidos pelas regiões brasileiras. Desta forma, será calculada uma medida de desigualdade da distribuição da renda entre as regiões e entre os estados de uma mesma região. Finalmente, será construída uma medida nacional de desigualdade composta pelas duas primeiras medidas.

Litchfield (1999) apresenta as principais medidas de desigualdade. Alguns dos principais conjuntos de medidas baseiam-se na abordagem axiomática. Esta consiste em um conjunto de axiomas que as medidas de desigualdade deve atender, são eles:

- a) O princípio da transferência de Pigou-Dalton (Dalton, 1920, Pigou 1912). Este axioma requer que a medida de desigualdade diminua em resposta a uma transferência de renda de uma pessoa mais rica para uma pessoa mais pobre;
- b) Independência da Escala da Renda. Este axioma requer que a medida seja invariante a uma mudança uniformemente proporcional: se cada indivíduo muda a renda pela mesma proporção (por exemplo uma mudança de moeda) a desigualdade não muda;
- c) Princípio da população (Dalton, 1920). Este princípio requer que a medida de desigualdade seja invariante a replicações da população: duas distribuições idênticas não podem gerar duas medidas de desigualdade diferentes;
- d) Anonimidade. Este axioma – chamado algumas também de ‘*Simetria*’ – requer que a medida de desigualdade seja independente de qualquer característica dos indivíduos que não seja a renda;
- e) Decomposição. Isto requer que a desigualdade global seja relacionada consistentemente com as partes constituintes da distribuição, tal como sub-grupos da população.

Os membros da classe de medidas de entropia generalizada atendem aos axiomas acima mencionados. De forma geral, estas medidas tem a fórmula como segue:

$$GE(\alpha) = \left( \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \right) \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left( \frac{y_i}{\bar{y}} \right)^\alpha - 1 \right)$$

onde  $y_i$  é a renda individual,  $\bar{y}$  é a média aritmética da renda,  $n$  é o tamanho da população e  $\alpha$  é o peso dado a distância da renda individual para qualquer ponto da distribuição. Este índice varia de 0 a infinito.

Para valores menores de alfa, GE é mais sensível a mudanças na cauda inferior da distribuição, e para valores maiores de alfa, GE é mais sensível a mudanças que afetam a cauda superior. Os valores mais comuns são 0, 1 e 2. O valor de alfa igual a zero dá um peso maior a distância entre a renda média e as rendas mais baixas, alfa igual a um aplica pesos iguais para todos os valores da distribuição, enquanto alfa igual a dois dá proporcionalmente mais peso aos valores da cauda superior.

A medida GE com alfa igual a zero e um resultam, aplicando a regra de l'Hopital, duas medidas de Theil (Theil, 1967), a média do logaritmo do desvio e índice de Theil respectivamente, como segue

$$GE(0) = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)$$

e

$$GE(1) = \left(\frac{1}{n}\right) \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \ln\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right)$$

A medida de desigualdade utilizada para investigar a desigualdade de renda entre os estados brasileiros será o índice de Theil (1989, 1996). A escolha desta medida deve-se a propriedade da aditividade que permite que uma medida de desigualdade total seja formada pela soma das medidas de desigualdade inter e intragrupos.

Para construir esta medida, inicialmente, denote por  $Y_{ij}$  e  $P_{ij}$  a renda *per capita* e a população do estado  $i$  da região  $j$ . Denote também por  $Y_j$  e  $P_j$ , respectivamente, a renda *per*

*capita* e a população da região  $j$ . Então,  $P_j = \sum_{i=1}^{n_j} P_{ij}$  e  $Y_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} Y_{ij} P_{ij}}{P_j}$ , onde  $n_j$  é o número de estados da região  $j$ .

Para cada região  $j$ , chame de  $\pi_{ij}$  e  $\eta_{ij}$ , respectivamente, a participação da população e da renda do estado  $i$  na população e na renda da região  $j$ .

A medida de Theil de desigualdade na distribuição da renda entre estados de uma mesma região,  $L_j$ , é então definida como

$$(08) \quad L_j = \sum_{i=1}^{n_j} \pi_{ij} \ln\left(\frac{\pi_{ij}}{\eta_{ij}}\right).$$

A contribuição da desigualdade dentro das regiões para a desigualdade total, aqui denominada de  $L_W$ , pode ser calculada como a média ponderada das medidas de desigualdade dentro de cada região. Assim tem-se que

$$(09) \quad L_W = \sum_{j=1}^K L_j \frac{P_j}{P}$$

onde  $P$  é a população do país.

Para medir a desigualdade entre as regiões, pode ser calculada uma medida semelhante a (08), como

$$(10) \quad L_B = \sum_{i=1}^{n_j} \pi_j \ln \left( \frac{\pi_j}{\eta_j} \right)$$

em que  $\pi_j$  e  $\eta_j$  denotam, respectivamente, a participação da renda e da população da região  $j$  na renda e população nacional.

Nestes termos, a desigualdade total é medida simplesmente pela soma de (09) e (10).

### 3. DADOS AMOSTRAIS

Para calcular as medidas de desigualdade (08), (09) e (10) de Theil, foram utilizadas as séries de PIB *per capita* e da população dos estados brasileiros obtidas a partir das Contas Regionais publicadas pelo IBGE (1986-98).

Para a estimação das medidas de eficiência na geração de bem-estar dos estados brasileiros, foram utilizadas como *outputs* as séries de PIB *per capita*, citada anteriormente, o complementar do Índice de Gini (Benevides e Barreto, 2002) vezes o PIB *per capita* e, por último, o IDH. O IDH foi obtido no site do Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD) somente para os anos 1991, 1995, 1996 e 1998. Os *inputs* considerados foram o consumo *per capita* de energia elétrica total menos o consumo de energia elétrica residencial como *proxy* do estoque de capital, cujos dados foram extraídos dos Anuários Estatísticos do Brasil dos anos de 1987 a 1999, publicados pelo IBGE. O outro *input*

foi a série das horas trabalhadas *per capita*, como *proxy* do fator trabalho, construídas a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostragem Domiciliar (PNAD), publicada pelo IBGE.

As médias das variáveis citadas acima são apresentadas na TABELA 1, abaixo. Nela, pode-se observar que o estado mais igual é RR com o indicador igual a 0,5, seguido de AP (0,49), SP(0,47) e RO (0,46). Deve-se observar que as informações referentes aos estados do Norte correspondem apenas à população urbana. Os estados com distribuição de renda menos iguais são o CE (0,37), PB (0,37), PI (0,38) e BA (0,38). Os estados com maiores rendas *per capita* são SP, RS e RJ. Os de menor renda são MA, PI, PB, AL e CE. Estes são candidatos a serem mais ineficientes na geração de bem-estar quando a renda é um dos critérios adotados. Além disto, alguns destes estados também apresentam indicadores de igualdade relativamente baixos. Entretanto, deve-se observar também os *inputs*.

TABELA 1 – MÉDIAS DE VARIÁVEIS SELECIONADAS

ESTADO	1-G	Renda	Capital	Trabalho	IDH-1998
RO	0.46	3199.64	0.32	5.90	0.82
AC	0.43	2390.67	0.23	5.37	0.75
AM	0.45	5909.02	0.55	6.02	0.78
RR	0.50	2891.78	0.33	5.62	0.82
PA	0.42	2768.08	1.16	4.89	0.70
AP	0.49	3744.29	0.49	5.14	0.79
MA	0.43	1163.84	1.12	9.30	0.55
PI	0.38	1242.64	0.19	7.98	0.53
CE	0.37	2030.06	0.35	8.16	0.59
RN	0.40	2208.96	0.46	8.22	0.67
PB	0.37	1751.57	0.31	7.62	0.56
PE	0.40	2728.57	0.55	8.34	0.62
AL	0.40	1976.44	0.80	8.19	0.54
SE	0.40	2927.05	0.69	8.37	0.73
BA	0.38	2509.00	0.87	8.59	0.66
MG	0.41	4390.48	1.62	10.05	0.82
ES	0.40	4797.50	1.49	10.13	0.84
RJ	0.42	6322.37	1.43	9.62	0.84
SP	0.47	8122.87	1.85	10.57	0.87
PR	0.42	5049.66	0.98	10.54	0.85
SC	0.46	5762.05	1.34	11.33	0.86
RS	0.44	6405.67	1.03	11.09	0.87
MS	0.43	4036.50	0.66	10.32	0.85
MT	0.43	3374.55	0.43	10.13	0.77
GO	0.41	2963.70	0.66	11.56	0.79

Obs. A variável (1-G) é o complementar do Gini. As variáveis Renda, Capital e Trabalho são, respectivamente, a renda per capita, o consumo não residencial de energia elétrica per capita e o número de horas trabalhadas per capita.

Do lado dos *inputs*, as maiores dotações de capital são dos estados de SP, MG, ES e RJ. As menores dotações de capital são dos estados de PI, AC, RO e PB. Por sua vez, observando-se as informações sobre horas trabalhadas, os estados onde a jornada de trabalho média é maior são GO, RS, SC, PR e SP. As menores jornadas acontecem nos estados de PA, AP, AC, RR, RO e AM, todos do Norte. Este resultado demonstra que há uma concentração de medidas baixas no Norte e isto deve ser resultado da amostragem. Então, justifica-se a estimação do modelo sem a presença dos estados do Norte na amostra para verificar se sua inclusão provoca distorções no resultado dos demais estados.

#### 4. RESULTADOS

Nesta seção, são apresentados os principais resultados referentes ao cálculo das medidas de desigualdade de renda entre os estados e da estimação da fronteira de produção não-paramétrica de bem-estar.

##### 4.1 TRAJETÓRIA DA DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA PER CAPITA ENTRE OS ESTADOS E REGIÕES

Inicialmente são apresentadas as trajetórias das medidas de desigualdade intra-regional na TABELA 2.

TABELA 2 - MEDIDAS DE DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA ENTRE OS ESTADOS POR REGIÃO NO PERÍODO DE 1986 E 1998

REGIÃO	MEDIDAS DE DESIGUALDADE DE THEIL					
	NORTE	NORDESTE	SUDESTE	SUL	C.-OESTE	L <sub>w</sub>
1986	0,032026	0,027521	0,015888	0,003038	0,002434	0,019548
1987	0,032684	0,027001	0,018322	0,002366	0,002043	0,020003
1988	0,037092	0,025659	0,019277	0,002837	0,001837	0,020162
1989	0,022712	0,023141	0,018882	0,002454	0,002487	0,019020
1990	0,023540	0,018136	0,018117	0,001397	0,001941	0,016589
1991	0,020434	0,018199	0,014026	0,001765	0,001420	0,014209
1992	0,024853	0,018770	0,013932	0,003970	0,003499	0,017024
1993	0,019254	0,018031	0,013573	0,005043	0,003832	0,016799
1994	0,019245	0,014993	0,010148	0,004116	0,001774	0,012257
1995	0,024410	0,015380	0,011887	0,002976	0,002621	0,014113
1996	0,030107	0,015493	0,010121	0,001926	0,003102	0,014084
1997	0,028574	0,013962	0,010869	0,001762	0,002709	0,013452
1998	0,026154	0,015761	0,011438	0,001023	0,003544	0,014774
MÉDIA	0,026237	0,019388	0,014345	0,002667	0,002557	0,016310

Obs.: A coluna L<sub>w</sub> apresenta as medidas correspondentes à expressão (09) - as medidas de contribuição da desigualdade intra-regional para a desigualdade total.

De acordo com os dados da TABELA 2, a desigualdade é maior entre os estados do Norte e do Nordeste. A simples observação dos dados não permite afirmar a existência de mudança na distribuição da renda entre os estados em suas regiões.

Para verificar se houve uma variação estatisticamente significativas na dispersão da renda nas regiões, testou-se a hipótese de que a diferença entre as médias da medida de desigualdade nos primeiros (M1) e últimos cinco anos (M2) da amostra é igual a zero.

TABELA 3 - TESTE DE HIPÓTESE PARA DIFERENÇA ENTRE AS MÉDIAS DA MEDIDA DE DESIGUALDADE NOS PRIMEIROS E ÚLTIMOS CINCO ANOS DA AMOSTRA

REGIÃO	MEDIDAS DE DESIGUALDADE DE THEIL				
	NORTE	NORDESTE	SUDESTE	SUL	C. -OESTE
M1	0,0296	0,0242	0,0180	0,0024	0,0315
M2	0,0256	0,0151	0,0108	0,0023	0,0375
M2 – M1	-0,0039	-0,0097	-0,0072	-5,8E-05	0,0060
DESVIO-PAD.	0,0034	0,0017	0,0007	0,0006	0,0043
Estatística t	-1,1628	-5,7079	-10,7331	-0,0998	1,3975

Obs.: O valor crítico da distribuição t, com oito graus de liberdade, associado ao nível de significância de 5% em um teste bi-caudal é igual a 2,306.

Os resultados dos testes de hipóteses, na TABELA 3, mostram que a hipótese nula é aceita somente nas regiões Norte, Sul e Centro-Oeste. Entretanto, nas regiões Nordeste e Sudeste as reduções nas medidas de desigualdade foram estatisticamente significantes ao nível de 5%. Portanto, as evidências estatísticas mostram que houve redução da desigualdade de renda apenas nestas duas regiões nestes últimos anos. O fato de a dispersão estar diminuindo entre os estados da regiões Nordeste e do Sudeste pode ser o resultado de um processo de formação de dois grupos homogêneos de baixa e alta produtividade e renda.

Se a desigualdade intra-regional diminui e a desigualdade inter-regional aumenta, pode-se verificar uma deterioração da desigualdade total no país. Para esclarecer este ponto, será verificada a trajetória da desigualdade entre as regiões utilizando-se a expressão (10). Os resultados são apresentados na TABELA 4. Observa-se que a desigualdade inter-regional é consideravelmente maior que a desigualdade intra-regional.

Testando a hipótese nula que a diferença entre as médias dos primeiros e últimos cinco anos é igual a zero, obtém-se uma estatística t igual a  $-2,086$ . Então, aceita-se que houve redução na desigualdade da renda entre as regiões e rejeita-se a hipótese nula ao nível significância de 5%.

TABELA 4 - MEDIDAS DE DESIGUALDADE NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA ENTRE AS REGIÕES BRASILEIRAS

ANO	L DE THEIL
1986	0,0883
1987	0,1041
1988	0,1094
1989	0,1172
1990	0,1041
1991	0,0974
1992	0,1059
1993	0,0998
1994	0,1001
1995	0,1045
1996	0,0935
1997	0,1010
1998	0,1004
MÉDIA	0,1020

Em relação às medidas de desigualdade total para o Brasil, estas são calculadas como a soma dos resultados das expressões (09) e (10) e se encontram dispostas na TABELA 5.

TABELA 5 - MEDIDAS DE DESIGUALDE TOTAL NA DISTRIBUIÇÃO DE RENDA

ANO	L DE THEIL
1986	0,10785
1987	0,12407
1988	0,12961
1989	0,13625
1990	0,12073
1991	0,11161
1992	0,12295
1993	0,11661
1994	0,11232
1995	0,11860
1996	0,10760
1997	0,11447
1998	0,11522
MÉDIA	0,11830

Realizando o mesmo teste de hipótese para as medidas de desigualdade total, encontra-se uma estatística t igual a -4,417. Portanto, ao nível de significância de 5%, conclui-se que houve redução significativa na desigualdade de renda entre os estados.

Os resultados apresentados acima mostram que houve uma redução significativa na desigualdade total da renda entre estados. Entretanto, apenas em duas regiões a dispersão da renda entre seus estados tenha diminuído.

Quanto à presença ou não de efeitos regionais, pode-se demonstrar que a redução na desigualdade se deve basicamente a redução na dispersão entre regiões. Na verdade, aproximadamente, 86% da redução da desigualdade em produtividade entre os estados se deve a redução da desigualdade entre as regiões.

Esta redução na dispersão da renda pode ser entendida como uma aproximação do nível de produtividade entre as economias estaduais. Entretanto, não se pode afirmar que o bem-estar também esteja evoluindo no mesmo sentido.

No que se refere à dispersão de renda entre os estados, é oportuno comparar os resultados obtidos com alguns estudos realizados sobre a hipótese da convergência em renda *per capita* no Brasil. Deve-se ressaltar que os resultados destes trabalhos não são coincidentes. Sobre este assunto, destacam-se inicialmente Azzoni (1994) que identificou a existência de convergência em renda *per capita* entre as regiões e Ferreira e Ellery (1996) que encontraram empiricamente a existência de convergência “fraca” entre os estados brasileiros. No Nordeste, Arraes (1997) evidenciou a existência de convergência forte e veloz da renda *per capita* entre os estados desta região. Lavinias, Garcia e Amaral (1997) constataam uma tendência ao aumento da dispersão das rendas estaduais, sobretudo após 1992, apontando para o recrudescimento das desigualdades entre unidades da Federação.

Cavalcante (2002) evidencia que, ao se considerar o período como um todo, a tendência observada é efetivamente de desconcentração para o conjunto dos estados brasileiros. Considerando-se, entretanto, apenas o intervalo entre 1994 e 1999, percebe-se uma evidente estabilização dos indicadores de desigualdade.

Assim, a redução da dispersão verificada nos dados tem algum suporte em outros trabalhos, dependendo da metodologia escolhida para abordar o tema.

## 4.2 EFICIÊNCIA NA GERAÇÃO DE BEM-ESTAR

Esta seção se destina a analisar os escores de eficiência técnica na geração de bem-estar dos estados brasileiros estimados pelo método DEA.

4.2.1 Modelo 1 – Eficiências usando a medida de Sen como *output*

A TABELA 6 apresenta os valores estimados das medidas de eficiência na geração de bem-estar dos estados da amostra. Para facilitar a análise da trajetória, foram apresentados os valores correspondentes às médias de quatro períodos 1986-89, 1990-92, 1993-95 e 1996-98.

TABELA 6 - EFICIÊNCIA TÉCNICA – MODELO 1

	Médias			
	1986-1989	1990-1992	1993-1995	1996-1998
RO	0,9250	0,7160	0,6570	0,7630
AC	0,6570	0,5780	0,8020	0,8500
AM	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
RR	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
PA	0,3790	0,4450	0,4610	0,3770
AP	0,9210	1,0000	1,0000	1,0000
MA	0,1620	0,1950	0,1810	0,2190
PI	0,2170	0,2580	0,3320	0,3840
CE	0,2350	0,3260	0,3650	0,4270
RN	0,3110	0,3380	0,3820	0,4030
PB	0,2410	0,3040	0,3260	0,3620
PE	0,3660	0,4360	0,4490	0,5320
AL	0,3110	0,3360	0,3010	0,3260
SE	0,4890	0,5090	0,4740	0,4980
BA	0,4090	0,4070	0,3860	0,3180
MG	0,5590	0,5790	0,6190	0,6670
ES	0,5610	0,7280	0,8190	0,9050
RJ	0,8070	0,9560	0,9230	0,9650
SP	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
PR	0,6660	0,7930	0,7250	0,8190
SC	0,8340	0,9350	0,9380	0,9950
RS	0,8600	1,0000	1,0000	1,0000
MT	0,5700	0,6010	0,6330	0,7490
MS	0,5420	0,6280	0,6490	0,5950
GO	0,3020	0,4670	0,5020	0,5130
MÉDIA	0.5729	0.6214	0.6369	0.6666

De acordo com os dados apresentados, os estados mais eficientes em todos os períodos foram SP, AM e RO. Estes definem a fronteira e são referência para medir a eficiência dos demais. Os estados menos eficientes, na maioria dos casos, pertencem à região Nordeste. Os estados com eficiência abaixo de 0,5, em ordem crescente são MA, AL, BA, PB, PA, PI, RN, CE e SE. Todos estes estados poderiam dobrar o nível de bem-estar utilizando a mesma quantidade de insumos. Os estados que tiveram perda de eficiência foram RO e BA. Obtiveram os maiores ganhos de eficiência os estados de ES, GO, AC, CE, MT, PE, PI, SC,

RJPR, RS, PB, MG, RN, AP, MS, MA, AL e SE, em ordem decrescente. Os demais estados mantiveram os seus níveis de eficiência. Em média a eficiência cresceu.

Para possibilitar a visualização dos resultados, os valores da TABELA 5 são representados na forma de gráfico na FIGURA 2.

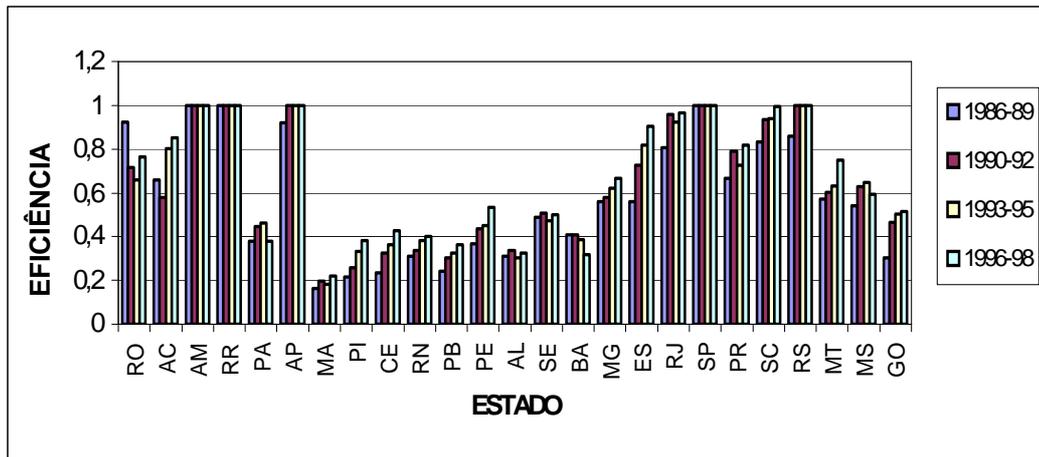


FIGURA 2 - EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS ESTADOS BRASILEIROS NA GERAÇÃO DE BEM-ESTAR – MODELO 1

É importante observar que os dados foram construídos a partir das informações obtidas pela Pesquisa por Amostragem domiciliar – PNAD e que esta amostragem não inclui a população rural dos estados da região norte. Desta forma, a inclusão destes estados na amostra poderia viesar os resultados aumentando a sua eficiência. Entretanto, as informações sobre capital, trabalho, produto e desigualdade referentes à população urbana de um determinado estado foram utilizadas como *proxy* das informações referentes à população total. Mesmo assim, para verificar se a inclusão dos estados do norte na amostra causou algum prejuízo à estimação das eficiências técnicas dos estados das outras regiões, foram estimadas as eficiências com uma amostra sem a presença dos estados do norte. Comparando-se os resultados, pode-se observar que não há alteração significativa no que se refere ao ordenamento dos estados. Desta forma, as conclusões a respeito dos estados de todas as regiões não são alteradas pela presença dos estados do norte na amostra e a análise dos resultados referentes aos estados do norte deve ser considerada com medidas de eficiência do setor urbano. Os resultados da estimação com a amostra reduzida é apresentado na tabela 1A no apêndice deste capítulo.

#### 4.2.2 Modelo 2 – Eficiências usando o PIB *per capita* como *output*

Os resultados obtidos usando o PIB *per capita* como *output* são mostrados na TABELA 7. Comparando estes resultados com os obtidos pelo modelo 1, pode-se observar que os estados mais eficientes são os mesmos e que as medidas de eficiência técnica dos demais estados diferem pouco nos dois modelos estimados.

Entretanto, os escores de eficiência dos estados do AC, PA, MA, PI, CE, RN, PB, AL, SE, BA, MG, ES, PR, MT, MS e GO são maiores no modelo 2. Isto significa que, em se tratando de produtividade em bens e serviços, estes estados estão mais próximos dos líderes. Este resultado é uma evidência de que os estados mais produtivos também são relativamente menos desiguais.

Por outro lado, os ganhos de eficiência foram maiores no modelo 1 para os estados de AC, PI, CE, RN, PE, MG, ES, RJ, PR, SC, RS, MT e GO. Isto significa que nestes a desconcentração da renda teve um papel importante na elevação da eficiência.

TABELA 7 - EFICIÊNCIA TÉCNICA – MODELO 2

	Médias			
	1986-1989	1990-1992	1993-1995	1996-1998
RO	0,8850	0,6790	0,6060	0,7090
AC	0,7350	0,6000	0,8490	0,9060
AM	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
RR	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
PA	0,4390	0,4700	0,4900	0,3980
AP	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
MA	0,1720	0,1980	0,1980	0,2460
PI	0,2570	0,2820	0,3320	0,3940
CE	0,2930	0,3660	0,4080	0,4800
RN	0,3600	0,3880	0,4130	0,4490
PB	0,2830	0,3480	0,3800	0,4300
PE	0,4220	0,4790	0,4750	0,5650
AL	0,3290	0,3510	0,3360	0,3680
SE	0,5600	0,5470	0,5420	0,5730
BA	0,4800	0,4550	0,4070	0,3240
MG	0,6450	0,6360	0,6460	0,6930
ES	0,6920	0,7830	0,8650	0,9620
RJ	0,9370	1,0000	0,9280	0,9860
SP	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
PR	0,7380	0,8050	0,7490	0,8480
SC	0,8720	0,9150	0,8740	0,9450
RS	0,9410	1,0000	1,0000	1,0000
MT	0,6510	0,6470	0,6670	0,8110
MS	0,6010	0,5960	0,6570	0,6600
GO	0,3630	0,5220	0,5400	0,5570
MÉDIA	0.6262	0.6426	0.6544	0.6921

Comparando ainda os resultados com os dois primeiros modelos, observa-se que as médias de eficiência são maiores no modelo 2, em todos os períodos selecionados. Isto demonstra que os estados são mais eficientes em gerar renda do que bem-estar. Além disto, a eficiência média cresce entre 1986 e 1998. A dispersão em eficiência produtiva diminuiu, como foi observado no estudo sobre a desigualdade de renda *per capita* entre os estados.

#### 4.2.3 Modelo 3 – Eficiências usando o IDH como *output*

Os resultados obtidos para o modelo com o índice de desenvolvimento humano (IDH) como *output*, para os anos de 1986, 1995, 1996 e 1998, são mostrados na TABELA 7. Neste caso, verifica-se que os estados mais eficientes na geração de bem-estar são: RO, AP, PI, PR e RS, em 1986; RR, AP, ES, RS e MT, em 1995; RR, RS e MT, em 1996 e RR, ES e RS, em 1998.

TABELA 8 - EFICIÊNCIA TÉCNICA – MODELO 3

	Médias			
	1986	1995	1996	1998
RO	1,0000	0,9190	0,9530	0,9610
AC	0,9830	0,9610	0,8790	0,9500
AM	0,9160	0,8590	0,8750	0,9030
RR	0,9140	1,0000	1,0000	1,0000
PA	0,9420	0,8370	0,8140	0,7930
AP	1,0000	1,0000	0,9830	0,9570
MA	0,9670	0,7120	0,7400	0,8070
PI	1,0000	0,8250	0,7850	0,7890
CE	0,8740	0,7730	0,7870	0,8050
RN	0,9530	0,8600	0,8310	0,8210
PB	0,9080	0,7760	0,7880	0,8080
PE	0,8700	0,7490	0,7670	0,7780
AL	0,7870	0,6540	0,6350	0,6700
SE	0,9480	0,9760	0,9380	0,9670
BA	0,8950	0,8000	0,8250	0,8190
MG	0,9620	0,9390	0,9780	0,9590
ES	0,9970	1,0000	0,9980	1,0000
RJ	0,9870	0,9640	0,9890	0,9450
SP	0,8980	0,9620	0,9690	0,9440
PR	1,0000	0,9700	0,9990	0,9670
SC	0,9690	0,9810	0,9360	0,9870
RS	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000
MT	0,9820	1,0000	1,0000	0,9920
MS	0,9770	0,9040	0,8920	0,9260
GO	0,9820	0,8820	0,8930	0,8900
MÉDIA	0,9482	0,8920	0,8901	0,8980

Comparando o ordenamento da eficiência dos estados no modelo 1 com o ordenamento no modelo 3, no ano de 1998, observa-se que ocorrem 21 alterações. Os estados que mais perderam posições no ordenamento foram AM, SP, PE, AP e RJ. Os estados que mais ganharam posições foram MT, SE, ES, BA e MA. Em termos de regiões, usando como critério a média das posições dos estados, o ordenamento sofre apenas uma modificação, no modelo 3 o Centro-Oeste ganha a terceira posição que pertencia ao Norte no modelo 1. Nas demais posições estão as regiões Sul, Sudeste e Nordeste, respectivamente, em primeiro, segundo e quinto lugares.

Os estados que tiveram variações positivas da eficiência foram RR, SP, SE, SC e MT. Este resultado mostra que a variação no IDH não acompanhou a variação na capacidade produtiva na maioria dos estados e, por isso, estes sofreram perdas de eficiência.

Pode-se notar que em nenhum dos anos selecionados o estado de São Paulo aparece com escore de eficiência técnica igual a um, diferentemente dos valores dos modelos analisados anteriormente. A diferença entre os estoques *per capita* de capital e trabalho do estado de São Paulo (e da região Sudeste de modo geral) e dos estados da região Norte é muito maior do que a diferença entre os IDH's. Neste sentido, seria provável que se os estados da região Norte possuíssem os mesmos níveis de capital e trabalho de São Paulo, os seus IDHs seriam maiores do que deste último, mantidos os mesmos níveis de eficiência técnica.

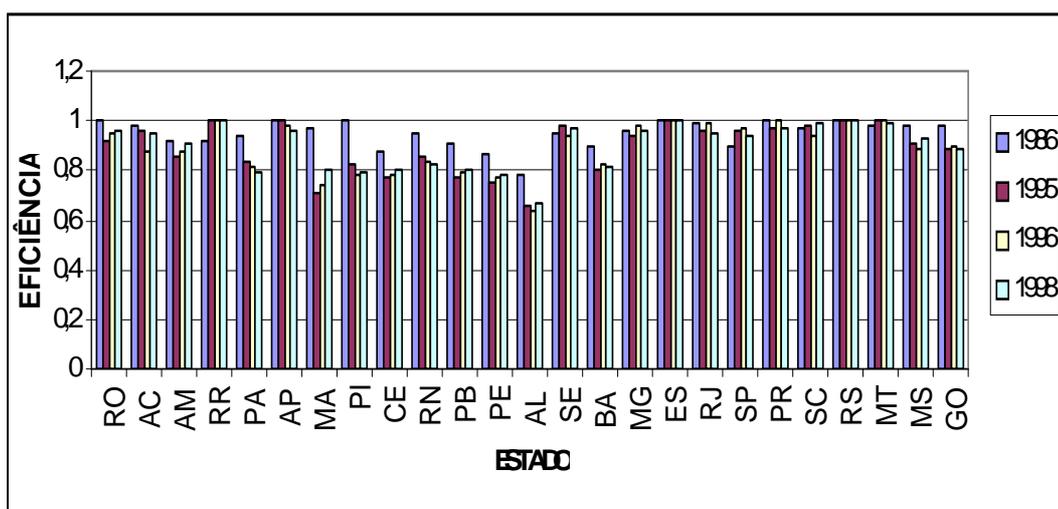


FIGURA 3 - EFICIÊNCIA TÉCNICA DOS ESTADOS BRASILEIROS EM GERAÇÃO DE BEM-ESTAR – MODELO 3

As diferenças entre as medidas de eficiência entre os anos estudados podem ser melhor visualizadas na FIGURA 3.

O fato de estados pobres aparecerem entre os mais eficientes na geração de bem-estar pode ser melhor explicado visualizando a FIGURA 4. Nele são plotados conjuntamente o IDH e os estoques de capital e de trabalho como uma proporção do IDH e dos estoques de capital e de trabalho do estado de São Paulo, respectivamente, tomando-se como exemplo o ano de 1991. Pode-se observar que a diferença dos estoques relativos de capital e trabalho entre os estados é bastante elevada. Por exemplo, no estado do Amapá o estoque de capital corresponde a 0,042 vezes o estoque de capital de São Paulo e o estoque de trabalho corresponde a 0,025. Entretanto, o IDH deste mesmo estado corresponde a 0,89 vezes o IDH de São Paulo. O IDH relativo do Amapá é 21,19 vezes maior do que o seu estoque de capital relativo e 35,6 vezes o estoque de trabalho relativo. Desta forma, justifica-se a maior eficiência do Amapá na geração de bem-estar, bem como de outros estados economicamente menos expressivos, em comparação a alguns estados mais ricos quando o IDH é utilizado como medida de bem-estar. Estes dados sugerem que a medida de bem-estar considerada não é proporcional ao nível de riqueza de uma região. Em outras palavras, não é apenas a riqueza que define o IDH. Na realidade, estas mesmas conclusões são obtidas quando se leva em consideração qualquer outro ano da amostra.

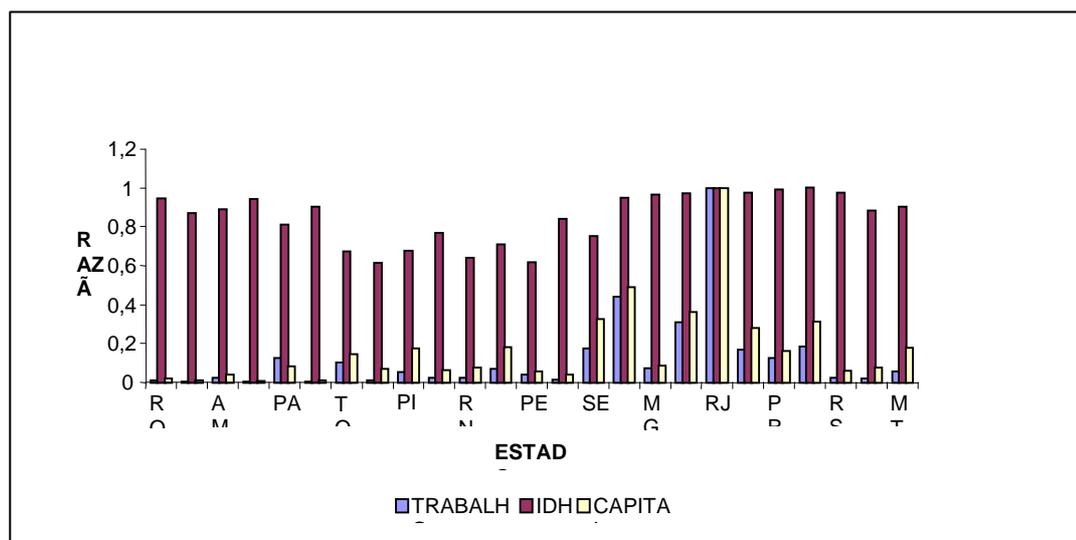


FIGURA 4 - CAPITAL, TRABALHO E IDH DOS ESTADOS BRASILEIROS RELATIVOS AOS VALORES DE SÃO PAULO NO ANO DE 1991

## 5. CONCLUSÃO

A análise da trajetória de desigualdade na distribuição de renda entre os estados brasileiros, de 1986 a 1998, mostrou que a desigualdade no Brasil sofreu uma redução significativa no período. Em relação à desigualdade entre estados de uma mesma região, verificou-se que, apenas nas regiões Nordeste e Sudeste, a desigualdade diminuiu significativamente.

No que se refere às medidas de eficiência na geração de bem-estar, os resultados mostram que em média as medidas de eficiência são maiores quando o *output* é o IDH. Este resultado se deve ao fato que a renda tem peso menor nesta medida de bem-estar. O IDH é uma medida de bem-estar que, além de considerar renda, considera a escolaridade e a expectativa de vida. Estes dois indicadores captam indiretamente a atuação dos governos por meio das políticas de saúde, segurança e educação. A menor dispersão da eficiência quando se utiliza o IDH mostra que a presença do governo de alguma forma compensa a dispersão que seria provocada pela ineficiência produtiva ou distributiva nos estados. Se dependesse apenas da renda dos indivíduos, o bem-estar no Brasil seria menor.

Comparando os modelo 1 e 2, verifica-se que a média da eficiência é maior no modelo 2 que no modelo 1. A eficiência em gerar renda nos estados é maior do que gerar o bem-estar social mensurado pela medida de Sen. Isto mostra que a eficiência produtiva é maior e cresce mais rápido do que a eficiência distributiva. Este é um resultado já encontrado em outros trabalhos sobre bem-estar no Brasil.

Quanto ao ordenamento dos estados por critério de eficiência, no modelo 2, os resultados são semelhantes àqueles obtidos pelo modelo 1. No entanto, quando se utiliza o modelo 3, alguns dos estados mais pobres, tais como os estados da região Norte, apresentam-se relativamente mais eficientes quando comparados àqueles mais ricos como São Paulo. Isto porque o diferencial na dotação de fatores de produção entre os mais ricos e os mais pobres é bem maior que o diferencial de IDH. Entretanto, existem estados que além de serem pobres, apresentam medidas de eficiência inferiores a alguns estados ricos. Entre os estados pobres destacam-se os da região Nordeste, que além de apresentarem uma baixa dotação de fatores de produção, são ineficientes na utilização dos mesmos.

As medidas de eficiência aumentam quando o IDH é utilizado devido ao fato deste indicador incluir em sua composição algumas informações que captam indiretamente a ação do governo como provedor de serviços de educação, saúde e segurança, entre outros. As

medidas de bem-estar baseadas apenas na renda dos indivíduos não captam a contribuição das políticas governamentais ao bem-estar da sociedade.

O fato dos estados do Norte estarem entre os mais eficientes deve ser melhor qualificado. Isto se deve, em parte, ao fato de a PNAD, nestes estados, coletarem informação relativas apenas à zona urbana. Então, na estimação com a amostra completa esta se comparando a eficiência urbana dos estados do Norte com a eficiência dos demais estados. Portanto, estes resultados só permitem comparações entre os estados da própria região.

Entretanto, quando se trabalha com a amostra restrita não se verifica mudanças significativas no ordenamento dos estados em relação à eficiência. Isto ocorre pelo fato dos estados do Norte não servirem de referência (*peers*) para os estados das outras regiões.

Deve-se destacar o fato de que não existem medidas de bem-estar amplas o suficiente que captem todos os aspectos deste conceito. As medidas baseadas na renda tendem a subestimar o bem-estar em alguma região onde a renda não-monetária seja proporcionalmente grande. Alguns autores sugerem medidas subjetivas de bem-estar baseadas na percepção dos indivíduos. Entretanto, tais medidas, além de serem de difícil definição, também impõem maiores dificuldades na comparação dos níveis de bem-estar entre unidades diferentes.

## REFERÊNCIAS

- AZZONI, Carlos (1996). Economic Growth and Regional Income Inequalities in Brasil: 1939-92, Texto para Discussão Interna, dep. de Economia, FEA USP, abril.
- BARROS, MENDONÇA E DUARTE (1997), Bem-Estar, Pobreza e Desigualdade de Renda: Uma Avaliação da Evolução Histórica e das Disparidades Regionais, IPEA: Texto para discussão nº 454, Rio de Janeiro, 1997
- BENEVIDES, Alessandra de A. e BARRETO, Flávio A. D., Os Efeitos da Abertura Econômica Sobre as Desigualdades de Renda Pessoal nos Estados Brasileiros de 1986 a 1999, VII Encontro Regional de Economia do Nordeste, 18 e 19 de julho de 2002, Anais em CD.
- CAVALCANTE, Luiz Ricardo Mattos (2002) Desigualdades Regionais no Brasil: Uma Análise do Período 1985 – 1999, VII Encontro Regional de Economia do Nordeste, 18 e 19 de julho de 2002, Anais em CD.
- CHARNES A., W.W. COOPER AND E. RHODES (1978), “Measuring Efficiency of Decision Making Units”. European Journal of Operational Research, 2, pp.: 429-444.

- FÄRE, R., S. GROSSKOPT, M. and Z. ZHANG. "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries", *American Economic Review*, 64: 66-83, 1994.
- FARRELL, M.J., "The measurement of Productive Efficiency", *Journal of Royal Statistical Society, Series A, CXX, Part 3*, 253-290, 1957.
- FERREIRA, Pedro, C. G., e ELLERY JR., Roberto de G. (1996) Convergência entre renda per capita dos Estados brasileiros. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, v.16, nº 1, pp. 88-103.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, Contas Regionais - 1986-98. Extraído do *site* ftp://ftp.ibge.gov.br.  
 \_\_\_\_\_, Anuários Estatísticos do Brasil, anos de 1987 a 1997.  
 \_\_\_\_\_. Pesquisa Nacional por Amostragem Familiar - PNAD, anos de 1986 a 1998.
- LAVINAS, GARCIA E AMARAL (1997)...
- LITCHFIELD, A, *Inequality: Methods and Tools*, Text for World Bank's Web Site on Inequality, Poverty, and Socio-economic Performance: March 1999
- LOVELL, C.A .K., Production Frontier and Productive Efficiency, em Fried, H.º, C. A . K. Lovell and S. S. Schmidt (eds.), *The Measure of Productive Efficiency: Techniques and Applications*, Oxford University Press, New York, pp3-67.
- MALMQUIST, STEN, "Index Number and Indifference Curves". *Trabajos de Estadística*, 1953, 4(1), pp.209-42., 1953.
- MARINHO, EMERSON e ATALIBA, FLÁVIO e LIMA, FRANCISCO (2002), *Produtividade, Variação Tecnológica e Variação da Eficiência das Regiões e Estados Brasileiros*, *Estudos Econômicos*, vol. 32, setembro de 2002.
- MUKHOPADHAYA, Pundarik, *Efficiency Criteria and the Sen-type Social Welfare Function*, National University of Singapore, Department of Economics, Working Paper No. 0114, November 2001.
- SEN, A .K. (1973), "On economic inequality", Oxford, Clarendon Press.
- THEIL, H. (1989), "The development of international inequality, 1960-85", *Journal of Econometrics*, 42: 145-155
- THEIL, H. (1996), "Studies in global econometrics", Kluwer Academic Publishers, Boston.

## ANEXOS

TABELA 1A - ESCORES DE EFICIÊNCIA DO MODELO 1 PARA A AMOSTRA SEM OS ESTADOS DO NORTE

	Médias			
	1986- 1989	1990- 1992	1993- 1995	1996- 1998
MA	0.199	0.176	0.130	0.149
PI	0.457	0.414	0.403	0.460
CE	0.580	0.515	0.520	0.627
RN	0.538	0.560	0.654	0.697
PB	0.533	0.539	0.614	0.612
PE	0.557	0.65	0.479	0.610
AL	0.319	0.341	0.249	0.261
SE	0.558	0.549	0.393	0.422
BA	0.498	0.456	0.326	0.292
MG	0.574	0.550	0.463	0.527
ES	0.571	0.605	0.487	0.588
RJ	0.818	0.849	0.740	0.789
SP	1,000	1,000	0.907	0.888
PR	0.701	0.751	0.502	0.579
SC	0.723	0.757	0.520	0.569
RS	0.876	0.898	0.837	0.902
MT	0.926	0.866	0.537	0.605
MS	1,000	0.999	0.800	0.790
GO	0.756	0.758	0.743	0.802

## CAPÍTULO 2

### COMÉRCIO INTERNACIONAL, DOTAÇÕES DE FATORES E DESIGUALDADE NO BRASIL

#### 1. INTRODUÇÃO

No capítulo anterior, foram apresentadas evidências de que a concentração da renda tem o efeito de aumentar a ineficiência dos estados em gerar bem-estar. Neste capítulo, será feito um estudo sobre alguns dos possíveis determinantes da concentração da renda no período entre 1990 e 1998. Serão investigados os prováveis efeitos das dotações relativas dos fatores de produção e da abertura econômica sobre a concentração da renda nos estados brasileiros.

As teorias que tratam do desenvolvimento econômico sugerem vários determinantes da concentração de renda. Dentre os principais determinantes estão a qualidade das instituições e as demais forças que determinam o preço e a distribuição dos fatores de produção entre os indivíduos. Considerando que a economia brasileira, na década de 90, experimentou um processo de maior inserção no comércio internacional, justifica-se a investigação da relação das dotações de fatores e da abertura com a concentração de renda.

Os estudos realizados no sentido de explicar a distribuição da renda entre os indivíduos têm identificado alterações nas relações entre o crescimento econômico e a concentração, principalmente, na última década. No Brasil dos anos 90, dentre os acontecimentos econômicos mais importantes pode-se destacar a estabilização econômica resultante do Plano Real e a abertura comercial. Diversos estudos associam o Plano Real a um aumento do poder de compra da população mais pobre por um breve período. Por outro lado, o debate sobre a relação entre a abertura comercial e a concentração da renda no Brasil não é conclusivo.

Estudos sobre a concentração da renda no Brasil mostram que nos anos 80, por motivo da recessão, a desigualdade aumentou. No entanto, nos anos 90, a renda passa a ser distribuída de forma mais igual. Entre os fenômenos econômicos de maior relevância que ocorreram no Brasil neste período, destaca-se a estabilidade dos preços pós-Plano Real, o aumento da produtividade e a liberalização comercial e financeira.

Existe uma farta literatura relacionando a abertura econômica ao crescimento econômico acelerado dos países. Entre os modelos estáticos, o de Hecksher-Ohlin argumenta

em favor da existência de uma relação positiva entre abertura econômica e o aumento da demanda pelos fatores de produção relativamente abundantes e, portanto, mais baratos, aumentando o seu preço relativo. A especialização do setor produtivo resultante da abertura comercial teria um efeito positivo sobre o nível de renda *per capita*. Complementando as idéias do modelo de Heckscher-Ohlin, o teorema de Stolper-Samuelson afirma que o processo de abertura comercial em uma região com relativa abundância de trabalho não qualificado reduziria a desigualdade devido a elevação do preço relativo deste fator. A abertura econômica teria como efeito final a elevação do bem-estar, promovendo o aumento da renda e reduzindo a sua concentração.

Os trabalhos empíricos, inicialmente, concentraram-se em testar a hipótese levantada por Heckscher-Ohlin. Os trabalhos de De Long e Summers (1991), Dollar (1992), Krueger (1997) e Edwards (1998) concluem pela existência de correlação positiva entre o comércio internacional e o crescimento do produto dos países envolvidos no processo. Entretanto, Rodriguez e Rodrik (1999), entre outras críticas, argumentam que na maioria destes trabalhos há um erro de especificação das medidas de abertura utilizadas.

Em relação ao teorema de Stolper-Samuelson, as evidências empíricas confirmam a tendência de aumento da desigualdade na distribuição da renda nos países desenvolvidos após a liberalização do comércio. Bloom e Brender (1993), Leamer (1994) e Wood (1994), encontram evidências do aumento do prêmio salarial do trabalho qualificado na Europa e nos Estados Unidos.

Quanto ao esperado efeito desconcentrador da abertura comercial nos países em desenvolvimento, as evidências empíricas não são conclusivas. Estudos realizados sobre a relação entre a abertura e a concentração no México – Feenstra e Hanson (1995), Hanson e Harrison (1995), Robertson (2000) e Cortez (2001), e no Leste Asiático – Wood (1999), mostram que o resultado depende das dotações de fatores de produção. Sendo que, a partir dos anos 80, a desigualdade tem aumentado devido, basicamente, o aumento do prêmio salarial dos trabalhadores mais qualificados.

Fischer (2001) elabora um modelo de equilíbrio geral para analisar a evolução da distribuição da renda pessoal que se segue após o processo de liberalização comercial. O modelo levanta possíveis explicações para a diferença de resultado da abertura econômica entre os países da América Latina e do Leste Asiático. Segundo o modelo, em economias abundantes em terra (trabalho) a desigualdade aumenta (diminui) após a liberalização do comércio.

Seguindo a mesma linha de raciocínio, Spilimbergo, Londoño e Székely (1999) levantam evidências de que regiões com maior dotação relativa de capital humano têm experimentado crescimento econômico acelerado com redução da desigualdade após a abertura. Por outro lado, regiões com maior dotação relativa de capital físico e de terra têm experimentado crescimento econômico com manutenção da desigualdade e, em alguns casos, com o agravamento do problema.

Em relação ao Brasil, Barros e outros (2001) e Green, Dickerson e Arbache (2001) não encontram relação significativa da abertura sobre a desigualdade salarial. Estes últimos, apesar de terem constatado um aumento na remuneração dos trabalhadores qualificados nos anos seguintes à liberalização, afirmam que esta mudança não provocou um aumento geral na dispersão devido à pequena participação desses trabalhadores no total da força de trabalho.

Este capítulo está estruturado da seguinte forma. Na presente seção, foram feitas as considerações iniciais. Na seção 2, serão discutidos a estrutura teórica e os aspectos metodológicos. Na seção 3, serão apresentados os dados amostrais utilizados nas estimações. Na seção 4, serão apresentados os resultados. Inicialmente, serão apresentados os resultados da estimação dos efeitos das dotações relativas e da abertura sobre a concentração de renda. Posteriormente, será apresentado um conjunto de evidências no sentido de justificar o efeito de cada variável explicativa com a concentração. Na última seção, serão feitas as considerações finais.

## **2. METODOLOGIA**

Esta seção é voltada para a apresentação da estrutura teórica para o levantamento de evidências empíricas sobre a relação da dotação relativa de fatores de produção, da abertura econômica com a desigualdade de renda nos estados e regiões brasileiros. A estrutura teórica, baseada em Spilimbergo, Londoño e Székely (1999), é composta por um modelo de determinação de preços dos fatores de produção. Em seguida, o modelo define a renda pessoal com função dos preços dos fatores e na dotação de fatores de cada indivíduo. Finalmente, a medida de concentração de renda é definida em função da renda dos indivíduos que por sua vez é função das dotações.

## 2.1 PREÇO DOS FATORES DE PRODUÇÃO EM UMA ECONOMIA FECHADA

Suponha que em uma economia fechada existem  $M$  diferentes fatores de produção e  $N$  bens de consumo. Denote por  $E$  e  $Q$ , respectivamente, o vetor de dotação total de fatores de produção e o vetor de produto desta economia. Assuma que exista uma tecnologia  $F$  que, em pleno emprego dos fatores de produção, resulte

$$(01) \quad Q = F(E)$$

onde,  $F$  representa o vetor de funções de produção. Assumindo perfeita competição no mercado de fatores, o preço dos fatores é determinado pelo valor do seu produto marginal, isto é

$$(02) \quad P F'(E) = W$$

onde,  $P$  e  $W$  são, respectivamente, os vetores de preços dos bens de consumo e dos preços dos fatores de produção.

De acordo com a expressão (02), os preços dos fatores podem ser definidos em função do preço dos bens de consumo e da dotação dos fatores.

Assuma que a pleno emprego, a oferta de bens de consumo é definida pela dotação de fatores e, que nestas condições, a demanda por bens de consumo determinam o preço destes bens, tal que

$$(03) \quad P = P(Q)$$

Assumindo a existência de um sistema de preços tal que iguale a oferta e a demanda de bens de consumo, pode-se definir o preço dos bens de consumo em função da dotação de fatores de produção. Desta forma, utilizando (01) e (03) em (02), obtém-se

$$(04) \quad W = W(E).$$

Assim, de acordo com esta estrutura teórica, os preços dos fatores de produção em uma economia fechada são totalmente determinados pela dotação destes fatores.

## 2.2 PREÇO DOS FATORES EM UMA PEQUENA ECONOMIA ABERTA

Em uma pequena economia aberta, o preço internacional dos bens de consumo,  $P^*$ , determinam o preço interno dos bens comercializáveis. Apenas sob um amplo conjunto de restrições<sup>1</sup>, o preço dos fatores de produção são definidos pelo preço internacional dos bens de consumo. De outra forma, o preço dos fatores de produção serão definidos pelo preço internacional dos bens de consumo e pela dotação interna de fatores

$$(05) \quad W = W(P^*, E)$$

Em uma economia internacional integrada, a oferta mundial de bens de consumo depende da dotação de fatores em todos os países que participam do comércio internacional, desta forma, tem-se então  $P^* = P(E^*, E)$ , onde,  $E^*$  é a dotação de fatores de produção do resto do mundo.

Substituindo  $P^*$  em (05), o preço dos fatores da economia local serão determinados pela dotação interna e externa de fatores de produção

$$(06) \quad W = W(E^*, E)$$

Entretanto, a adoção de medidas protecionistas pode gerar distorções adicionais à determinação do preço dos fatores. Desta forma, o preço dos fatores também refletem o nível de intervenção governamental sobre a integração comercial. Assim, o preço dos fatores podem ser redefinidos como

$$(07) \quad W = W(E^*, E, T)$$

onde,  $T$  é uma medida da intervenção governamental sobre o comércio internacional.

---

<sup>1</sup> a) Que a dotação interna seja similar à dotação do resto do mundo, b) a tecnologia local seja a mesma do resto do mundo, c) todos os bens seja comercializáveis, d) exista o mesmo número de bens e de fatores, e) as funções de produção sejam homogêneas de grau um, f) não exista intensidade reversa de fatores.

### 2.3 DISTRIBUIÇÃO DE RENDA

Considerando a formação dos preços dos fatores de produção determinada pela expressão (07), a renda dos indivíduos pode ser expressa em termos das mesmas variáveis explicativas.

A renda pessoal pode ser explicada pela soma da remuneração obtida por cada fator dos quais o indivíduo é proprietário. A remuneração de cada fator depende da quantidade detida pelo indivíduo e do preço de cada fator de produção, tal que

$$(08) \quad y_i = w_1(E^*, E, T)E_1\omega_{1i} + \dots + w_j(E^*, E, T)E_j\omega_{ji}$$

onde,  $w_j$  é o preço do fator  $j$ ,  $E_j$  é a dotação total do fator  $j$  e  $\omega_{ji}$  é a participação do indivíduo  $i$  na dotação total do fator  $j$ .

De acordo com o exposto na subseção 2.3 do capítulo 1 desta tese, a concentração de renda pode ser medida por diversos índices, todos eles calculados a partir da renda individual.

O coeficiente de Gini satisfaz os axiomas da Transferência, Independência de Escala, Invariabilidade em relação ao tamanho da população e Anonimidade. Não atende, sobre certas condições, ao axioma da decomposição. No capítulo anterior é feita uma discussão detalhada destes axiomas.

O coeficiente de Gini toma valores entre 0 e 1, com zero sendo significando a ausência de desigualdade e um a concentração de renda total, isto é, toda a renda sendo apropriada por um único indivíduo. Formalmente, este coeficiente é definido como

$$Gini = \frac{1}{2n^2\bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|,$$

onde,  $n$  é o tamanho da população e  $\bar{y}$  é a média da renda em um determinado estado.

Este indicador pode ser construído a partir das informações sobre a renda dos indivíduos e ser função dos mesmos determinantes da renda, podendo ser expresso como

$$(09) \quad Gini = g(\mathbf{Y}) = g(E^*, E, T).$$

A equação (09) é a base de toda investigação realizada neste trabalho. Ela indica que a distribuição da renda pessoal depende das mesmas variáveis que determinam a remuneração dos fatores de produção e a estrutura de propriedade destes fatores. Esta equação define a desigualdade como uma transformação matemática da renda dos indivíduos. No entanto, a renda não é definida completamente pelas dotações e pela abertura comercial, mas pode ser explicada por estas variáveis.

O efeito das dotações relativas de fatores de produção, isto é, da dotação local em relação à dotação do resto do mundo de um determinado fator depende de diversos fatores. Um destes fatores é a interação de cada um dos fatores com a própria abertura econômica. Economias com maior dotação relativa de capital humano tendem a ser menos desiguais. Entretanto, de acordo com o Teorema de Stolper-Samuelson a abertura aumentaria a desigualdade de renda nestes países. Economias com maior dotação relativa de trabalho menos qualificado inicialmente seriam sociedades mais desiguais. Com a abertura econômica, esta desigualdade diminuiria pelo aumento da demanda pelo fator de produção mais abundante, isto é, trabalho pouco qualificado. Por outro lado, economias com maior dotação relativa de capital físico e terra poderiam ser economias mais desiguais, pois estes fatores de produção podem ser apoderados por um pequeno grupo de indivíduos, enquanto que o capital humano não pode ser totalmente concentrado.

## 2.4 EVIDÊNCIAS SOBRE DOTAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO DE RENDA

As hipóteses relacionadas à equação (09) serão testadas por meio da estimação de um modelo econométrico. Nesta estimação, a variável dependente será o coeficiente de Gini dos estados brasileiros, no período entre 1990 e 1998. As variáveis exógenas são as dotações relativas dos fatores terra, capital físico e capital humano. Tendo em vista que o objetivo é comparar dotações entre estados de um mesmo país, as medidas das dotações relativas de fatores são definidas como a dotações per capita. Sendo  $K_{it}$ ,  $H_{it}$  e  $T_{it}$ , respectivamente, o capital per capita, o capital humano da população economicamente ativa (PEA) e o número de hectares de terra cultivados no estado  $i$  no período  $t$ . A medida de capital humano é a razão  $H1/H2$ , onde  $H1$  é o pessoal com escolaridade igual ou acima do segundo grau e  $H2$  é o pessoal com escolaridade abaixo do segundo grau.

Alguns trabalhos, com estrutura semelhante à utilizada no presente estudo, acrescentam no modelo econométrico a renda *per capita* e seu quadrado. Os sinais e a significância dos coeficientes destas variáveis permitiriam verificar a hipótese da curva de

Kuznetz de que países com maiores e menores rendas *per capita* tem distribuição de renda menos concentrada. Entretanto, de acordo com o modelo teórico, a renda é função das dotações de fatores e, portanto, a sua inclusão no modelo econométrico poderia ser redundante.

De acordo com a equação (09), a medida de Gini dos estados pode ser explicada pelo conjunto de variáveis formado pelas dotações e pela abertura econômica. A relação entre estas variáveis pode ser estimada a partir do seguinte modelo:

$$(10) \quad \text{Gini}_{it} = \beta_{0i} + \beta_1 \ln(K_{it}) + \beta_2 \ln(H_{it}) + \beta_3 \ln(T_{it}) + \beta_4 A_{it} + u_{it}$$

onde,  $A_{it}$  é a medida de abertura econômica relativa ao estado  $i$  no período  $t$ ;  $u_{it}$  é um termo aleatório com média zero, variância constante e independente dos regressores;  $\beta_{0i}$  é uma constante associada a cada estado da amostra.

Os coeficientes da equação (10) serão estimados utilizando-se os métodos econométricos de estimação com dados em painel, conforme a seção 2.5. Para testar a robustez das relações, o mesmo modelo será estimado tendo como variável dependente os quintis de participação na renda, isto é, a participação dos 20% dos indivíduos mais pobres (Q1) na renda total, a participação do grupo de indivíduos entre os 20% e 40% mais pobres (Q2) e, assim por diante, até a participação do 20% mais ricos na renda total (Q5). Estas regressões complementares permitirão verificar a robustez e ao mesmo tempo fornecer elementos para explicar os meios pelos quais os regressores se relacionam com a concentração da renda.

Em alguns trabalhos sobre a relação entre abertura econômica e concentração de renda, a variável que capta a variação no mercado de trabalho é a razão entre a remuneração do trabalho qualificado e a remuneração do trabalho não-qualificado. Entretanto, a abertura econômica não afeta apenas a remuneração do trabalho. O preço de todos os fatores de produção podem ser afetados pela maior intensidade do comércio internacional. Neste sentido, o uso de medidas de concentração de renda construídas com todos os tipos de renda pode captar melhor o impacto da abertura sobre a distribuição da renda.

## 2.5 ESTIMAÇÃO COM DADOS EM PAINEL

Dados em painel ou longitudinais são aqueles que acompanham cada indivíduo, neste caso cada estado, no tempo e, assim, oferecem múltiplas observações para cada unidade

da amostra, ou seja, é possível agregar-se à análise as dimensões transversal e temporal simultaneamente.

Segundo HSIAO (1986) e KENNEDY (1992), as pesquisas econômicas podem chegar a resultados mais completos em termos da qualidade da estimativa e das informações obtidas quando se utilizam dados em painel. Com efeito, dados em painel apresentam duas vantagens com relação as bases convencionais. A primeira delas diz respeito ao número de observações. Como se está acompanhando a mesma unidade de análise ao longo do tempo, o número de observações é maior que nos outros tipos de bases o que aumenta os graus de liberdade das estimações reduzindo a colinearidade entre as variáveis explicativas e, deste modo, aumentando a eficiência das estimativas. A segunda vantagem refere-se ao fato de que um número maior de questões podem ser respondidas quando se utiliza o painel.

Existe diversas formas de combinar as informações contidas na estrutura dos dados em painel na estimação de uma equação. Pode-se estimar um modelo cujo intercepto seja definido como efeito fixo ou aleatório, ou talvez um modelo com variáveis selecionadas que tenham coeficientes diferentes entre os dados transversais, como também um coeficiente separado para um AR(1). Sendo também possível a estimação de uma equação separada para cada unidade em corte transversal.

O modelo econométrico pode considerar quatro possibilidades de intercepto. A primeira é simplesmente a ausência de intercepto. A segunda seria a existência de um intercepto comum a todas as unidades em corte transversal. A terceira possibilidade seria a existência de efeitos fixos e a quarta é a existência de efeitos aleatórios. Esta última, trata os interceptos como variáveis aleatórias.

Ao estimar um modelo cujos dados variam em duas dimensões, no tempo e no espaço, entre outras possibilidades pode-se verificar problemas relativos a heterocedasticidade em ambas dimensões. Outro possível problema é a dependência do distúrbio, seja com outros distúrbios ou com os regressores.

A estimação com efeito fixo permite diferenciar as constantes entre as unidades. A estimação é processada tomando a diferença das variáveis em relação às médias para cada unidade em corte transversal. Estando as variáveis diferenciadas aplica-se o estimador de mínimos quadrados.

Existem testes para determinar qual o modelo mais adequado aos dados. Para definir entre efeito fixo ou efeito comum, segundo Greene (1990) pode-se utilizar um teste F. Sob a hipótese nula de que o intercepto é comum a todas as unidades, o estimar de mínimos quadrados é eficiente. A razão usada para o teste é

$$F(n-1, nT - n - K) = \frac{(R_{EF}^2 - R_P^2)/(n-1)}{(1 - R_{EF}^2)/(nT - n - K)}$$

onde EF indica o efeito fixo, P indica *Pooled*, n é o número de unidades transversais, T é o número de observações temporais e K é o número de regressores.

Breush e Pagan (1980) propõem um teste do multiplicador de Lagrange para efeito aleatório baseado nos resíduos de mínimos quadrados. Para a hipótese nula que a variância do efeito aleatório é igual a zero, contra a hipótese alternativa que esta variância é diferente de zero. A estatística do teste é

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_i (\sum_t e_{it})^2}{\sum_i \sum_t e_{it}^2} - 1 \right]^2.$$

Sob a hipótese nula, LM tem distribuição qui-quadrado com um grau de liberdade. Se LM forma maior que o valor crítico da qui-quadrado com um grau de liberdade para um determinado nível de significância do teste, então a hipótese nula é rejeitada e aceita-se a presença de efeito aleatório.

Para testar se os dados são compatíveis com a presença de efeito fixo ou efeito aleatório, o teste mais popular é o proposto por Hausman (1978). Este teste é baseado na diferença entre os estimadores de mínimos quadrados (OLS) e o de mínimos quadrados com variáveis *dummys* (LSDV). Sejam b e B, respectivamente, os estimadores de OLS e LSDV, a estatística do teste é definida como

$$W = \chi^2(K) = [B - b] \Sigma^{-1} [B - b] \quad \text{e} \quad \Sigma = \text{var}(B) - \text{var}(b).$$

Além dos testes referentes a especificação do modelo, deve-se testar a ocorrência de heterocedasticidade em cada uma das dimensões dos dados ou em ambas. As estimações e os testes serão realizados com a utilização do software Eviews 3.1. Caso seja comprovada a existência de heterocedasticidade, o software usado permite que sejam feitas as estimações com os métodos dos mínimos quadrados ponderados e mínimos quadrados generalizados. Além disto, permite que se faça correção das estatísticas t.

### 3. DADOS AMOSTRAIS

A TABELA 1 apresenta um quadro completo das variáveis usadas nesse artigo. A variável de distribuição de renda será o índice de concentração de renda de Gini. enquanto que a decomposição da renda será feita em quintis: o primeiro quintil, Q1, é calculado a partir da proporção da renda total apropriada pelos 20% mais pobres; o segundo, Q2, é representado por quanto os indivíduos pertencentes à classe entre os 20 e 40% mais pobres possuem da renda total e desta forma até o último quintil, Q5, composto pela participação na renda total dos 20% mais ricos de cada estado.

TABELA 1- RELAÇÃO DAS VARIÁVEIS

Variável	Definição
G	índice de Gini
Q1	Primeiro Quintil.(Proporção da renda total pertencente aos 20% mais pobres)
Q2	Segundo Quintil (Proporção da renda total pertencente à faixa entre os 20 e 40% mais pobres)
Q3	Terceiro Quintil (Proporção da renda total pertencente à faixa entre os 40 e 60% mais pobres)
Q4	Quarto Quintil (Proporção da renda total pertencente à faixa dos 60 e 80% mais ricos)
Q5	Quinto Quintil (Proporção da renda total pertencentes aos 20% mais ricos)
H	Capital Humano da PEA
T	Hectares cultivados per capita
K	Capital físico per capita
A	Exportação mais importação sobre o PIB
X1	Exportação de produtos industrializados/exportação de produtos básicos
X2	Exportação de produtos semimanufaturados/exportação de produtos básicos
X3	Exportação de produtos manufaturados/exportação de produtos básicos

A *proxy* para capital humano da PEA é a razão entre o pessoal com escolaridade igual ou superior ao segundo grau e o pessoal com escolaridade menor que segundo grau. Estas informações foram calculadas à partir dos microdados da PNAD/IBGE e consideram

todas as fontes de renda dos indivíduos. A dotação relativa de terra é o número de hectares per capita cultivados, divulgados no *site* do IBGE. A proxy para a dotação relativa de capital físico é o consumo não residencial de energia elétrica per capita publicado no Anuário Estatístico do Brasil, publicado pelo IBGE.

Apesar de ser comum a utilização de variáveis *proxys* em trabalhos empíricos, o uso de escolaridade e do consumo de energia elétrica para representar, respectivamente, o capital humano e o capital físico requer uma justificativa adicional.

O consumo não-residencial de energia está sujeito a críticas pelo fato de não reproduzir fidedignamente a trajetória da acumulação de capital físico. Isto se deve, entre outras coisas, ao fato de que o capital físico novo poderia executar a mesma atividade consumindo menor quantidade de energia elétrica. Esta é uma crítica pertinente. Além deste fato, deve-se considerar que as informações sobre consumo de energia divulgadas pelo IBGE não incluem dados sobre geração própria de energia.

Mesmo com todas estas restrições, o uso de consumo de energia elétrica continua sendo a *proxy* do capital físico mais utilizada. Existem algumas estimativas do estoque de capital físico a nível nacional. Entretanto, para as unidades da federação não estão disponíveis. Existem alguns indicadores, como a produção, importação e exportação de bens de capital, que podem ser utilizados para estimar a formação de capital no país. Mas, o uso destes indicadores não são viáveis para os estados.

Por outro lado, o estoque de capital físico pode não ser uma boa informação para alguns estudos. Mais importante do que estoque é a intensidade com que o capital é utilizado. Neste sentido, o consumo de energia pode ser uma boa informação sobre o uso do capital. Além disto, a agregação do capital físico gera dificuldades adicionais. Uma delas é a atribuição de valor ao estoque, desde que se está somando máquinas, equipamentos e edificações. Já o consumo de energia é uma medida que não produz este tipo de problema.

Quanto a medida de capital humano, alguns estudiosos consideram que a escolaridade e a experiência devem ser considerados. Entretanto, Mulligan e Sala-i-Martin (1995) propõem a medida de capital humano baseada na renda do trabalho. Neste estudo argumenta-se que uma medida sensível do capital humano médio é a razão da renda total do trabalho *per capita* pelo salário do indivíduo sem capital humano (sem escolaridade). A razão para isto é que a renda total do trabalho não apenas incorpora o capital humano, mas também o capital físico.

Carpena e Oliveira (2002) estimam o estoque de capital humano para o Brasil no período entre 1981 e 1999 utilizando três metodologias diferentes. A primeira calcula o

estoque de capital humano a partir de coeficientes de retorno à educação e à experiência estimados com base em uma equação de Mincer. A segunda, emprega o conceito de cálculo do valor presente da renda futura dos agentes. Por fim, utilizam-se de métodos de cálculo recursivos desenvolvidos por Jorgenson.

Como se pode observar, as estimativas de capital humano estão relacionadas com a escolaridade da força de trabalho. É provável que a relação entre estas estimativas do capital humano não mantenham uma relação linear com a escolaridade, já que elas se baseiam na remuneração do capital humano. Supondo retorno decrescente, as estimativas não reproduziriam o estoque de capital humano, mas uma transformação não-linear deste.

Por estes motivos e pela ausência destas estimações para os estados brasileiros, neste estudo será utilizada a razão entre pessoal com escolaridade igual ou superior ao segundo grau e o pessoal com escolaridade inferior ao segundo grau.

Na TABELA 2 são apresentadas as médias de algumas variáveis selecionadas dos estados da amostra. Estas são as variáveis utilizadas na regressão da equação (10).

Em relação à medida de abertura, há uma discussão intensa na literatura a respeito do indicador mais apropriado. Segundo Prichett (1996), existem dois tipos principais de medidas de abertura: diretas de *incidência* das barreiras (tarifas e qualquer tipo de restrição quantitativa - quotas, restrições administrativas, etc.) e por meio dos *resultados* gerados pela imposição de obstáculos ao comércio. As medidas de *resultado* são baseadas em preços relativos e nos fluxos de comércio. Das medidas de *resultado* baseadas em fluxos de comércio, as principais são (intensidade de comércio sobre o PIB) e as taxas de crescimento das importações e das exportações. Dentre as medidas de resultado baseadas nos preços, as mais utilizadas são o prêmio da taxa de câmbio no mercado negro e os preços relativos corrigidos pela paridade de poder de compra, calculados por Summers e Heston (1988).

Harrison (1996) apresenta uma variedade de medidas de abertura econômica. Ela mostra que dependendo da medida de abertura econômica a correlação entre abertura e crescimento ou desigualdade de renda pode não ser robusta. Sendo as unidades da federação os objetos de estudo neste trabalho, a medida de abertura econômica utilizada será a participação do comércio internacional no PIB estadual. As demais medidas de abertura incidiriam igualmente sobre todos os estados.

TABELA 2 – MÉDIA ANUAL DAS VARIÁVEIS SELECIONADAS POR ESTADO

ESTADO	MÉDIAS DAS VARIÁVEIS				
	G	K	H	A	T
AM	0.56	7.95	0.66	0.25	0.01
PA	0.59	11.05	0.37	0.19	0.04
MA	0.60	16.24	0.15	0.17	0.01
PI	0.59	7.79	0.18	0.02	0.09
CE	0.61	6.94	0.20	0.06	0.08
RN	0.60	6.35	0.33	0.03	0.07
PB	0.62	6.01	0.28	0.04	0.03
PE	0.59	13.93	0.28	0.06	0.01
AL	0.60	19.19	0.27	0.10	0.01
SE	0.60	15.74	0.25	0.02	0.06
BA	0.60	14.10	0.21	0.10	0.10
MG	0.59	32.92	0.39	0.14	0.06
ES	0.59	9.68	0.45	0.39	0.20
RJ	0.58	25.46	0.86	0.09	0.01
SP	0.56	33.44	0.75	0.15	0.04
PR	0.58	8.77	0.45	0.13	0.03
SC	0.55	8.91	0.51	0.14	0.01
RS	0.57	11.31	0.59	0.15	0.02
MS	0.59	6.94	0.40	0.04	0.00
MT	0.57	5.26	0.36	0.08	0.04
GO	0.60	15.35	0.38	0.04	0.01
MÉDIA	0.59	13.49	0.40	0.11	0.04

De acordo com a TABELA 2, os estados do Sudeste, Sul e Norte apresentam as maiores medidas de capital humano e abertura econômica. Os estados do Nordeste e do Centro-Oeste apresentam indicadores de capital humano e abertura menor que os demais. A dotação de terra per capita é maior nos estados do ES, BA, PI, CE, MG, SE, RN e MT. O índice de Gini varia pouco entre os estados. Mesmo assim, pode-se verificar que os estados nordestinos são os mais desiguais e que os estados do Sul e Sudeste têm a renda melhor distribuída.

#### 4. RESULTADOS

##### 4.1 EVIDÊNCIAS SOBRE A DOTAÇÃO RELATIVA DE FATORES E DISTRIBUIÇÃO DA RENDA

Nesta seção são apresentadas evidências a respeito da relação entre a concentração da renda, as dotações relativas de fatores e pelo grau de abertura. O

conjunto dos dados consiste do índice de Gini e os quintis da renda no período entre 1990 e 1998. As regressões em que a variável dependente são os quintis foram realizadas com o objetivo de dar robustez ao resultado da regressão do modelo com o Gini e para oferecer mais elementos para a análise dos resultados.

As medidas calculadas para cada estado foram construídas satisfazendo três critérios: a) foram utilizados dados pessoais, b) as amostras são representativas do nível estadual e, c) as observações incluem todos os tipos de rendimento.

Conforme especificado na seção 2.5, antes de definir qual o modelo e o método mais adequados aos dados, deve-se proceder alguns testes. Neste sentido, foi realizado o teste de Hausman para definir se o modelo tem efeito fixo ou aleatório. Efetuado o teste, a estatística do teste é igual a 9,65, comparando este valor ao valor crítico da qui-quadrado com quatro graus de liberdade ao nível de significância de 5%, aceitando-se a presença de efeito aleatório. Este resultado é confirmado pelo teste de Breusch e Pagan também apresentado anteriormente.

TABELA 2 – RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DOS COEFICIENTES DA EQUAÇÃO (10): VARIÁVEIS DEPENDENTES: G, Q1, Q2, Q3, Q4 e Q5

	GINI	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
LOG(K)	0.003 (0,624)	0.000 (0,792)	-0.0003 (0,822)	-0.001 (0,541)	0.002 (0,434)	-0.001 (0,908)
LOG(H)	-0.036* (0,000)	0.011* (0,000)	-0.0017 (0,288)	-0.002 (0,586)	0.003 (0,401)	-0.018* (0,009)
LOG(T)	0.004 (0,202)	-0.002* (0,000)	0.0003 (0,711)	0.001 (0,412)	0.003* (0,010)	-0.001 (0,593)
(A)	-0.015* (0,011)	0.003* (0,006)	0.0023 (0,130)	0.003 (0,201)	-0.002 (0,324)	-0.008 (0,137)
R2	0.341	0.434	0.075	0.308	0.691	0.451
R2 AJUSTADO	0.327	0.422	0.055	0.293	0.684	0.439

\* significativo ao nível de 5%; As estimativas foram feitas utilizando o método dos mínimos quadrados generalizados (GLS) com efeito aleatório. Os valores entre parênteses correspondem ao Valor-P (P-value). As estatísticas t foram corrigidas da heterocedasticidade pelo método de White.

De acordo com a TABELA 2, a dotação de capital físico não é significativa para determinar nenhuma das variáveis dependentes. De acordo com os dados da TABELA 1, a dotação de capital físico varia intensamente entre os estados enquanto que o coeficiente de Gini varia pouco. O capital humano é significativo e negativamente relacionado com o GINI. O capital humano aumenta Q1 e reduz Q5. Portanto, estados com maior dotação de capital humano teria a renda média dos 20% mais pobres maior devido à redução da renda média dos 20% mais ricos. A dotação relativa de terra não é significativa na determinação da

concentração. Em relação aos quintis, o fator terra é significativo e tem relação negativa com a renda dos 20% mais pobres e positiva com a renda da classe média alta (Q5). Isto significa que nos estados em que a dotação de terra é mais elevada a renda média dos mais pobres é menor. A abertura econômica, de acordo com a amostra, tem uma relação negativa e significativa com a concentração da renda. Esta variável só se mostrou significativa na regressão de Q1. Nela, a abertura tem relação positiva com renda dos mais pobres.

Das relações significativas da regressão do Gini, apenas a relação com o capital humano pode ser explicada pelas regressões dos quintis. A abertura econômica, apesar de ser significativamente relacionada com Q1, não tem relação significativa com nenhum outro quintil. Desta forma, a explicação do efeito da abertura sobre a concentração deve envolver outros mecanismos.

De qualquer forma, o efeito do capital humano e da abertura merecem uma investigação adicional. Neste sentido, nas próximas subseções serão realizados estudos adicionais para entender o impacto destas variáveis sobre a concentração.

#### 4.2 CAPITAL HUMANO E CONCENTRAÇÃO DE RENDA

Para entender melhor as relações estimadas acima, são levantadas uma série de informações estatística relacionadas à distribuição de renda e às variáveis explicativas.

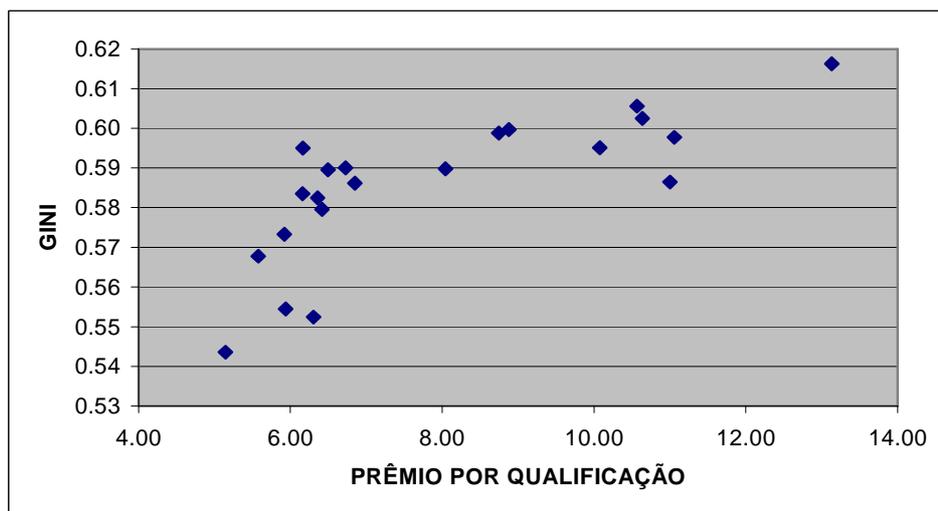


FIGURA 1 – RELAÇÃO ENTRE A CONCENTRAÇÃO DE RENDA E O PRÊMIO POR QUALIFICAÇÃO

Um dos mecanismos pelo qual a composição do capital humano influencia a concentração de renda com certeza é pelo diferencial de renda que, no restante do texto, será chamado de prêmio por qualificação (PPQ). O PPQ será medido como  $RM_H/RM_L$ , onde  $RM_H$  é a renda média do pessoal qualificado e  $RM_L$  é a renda média do pessoal não qualificado. Para esta finalidade, será considerado pessoal não qualificado aquele com escolaridade inferior ao segundo grau.

Como pode ser visto na FIGURA 1, nos estados em que o diferencial é maior, também é maior a concentração de renda. Esta FIGURA foi construída com informações constantes da TABELA 1A, nos anexos.

Em vários estudos, o PPQ é considerado como sinônimo de medida de desigualdade de renda. Apesar de não ser o único determinante da desigualdade, certamente o PPQ é um de seus principais determinantes.

Considerando que o PPQ pode ser definido pela demanda por mão-de-obra qualificada. Esta demanda pode ser influenciada por uma mudança tecnológica ou por mudanças setoriais na produção. Por meio da oferta de capital humano se poderia reduzir o PPQ. Por este mecanismo, o PPQ deveria ser menor em estados com maior dotação de capital humano.

A FIGURA 2, mostra o PPQ dos estados da amostra. Note que entre os anos de 1990 e 1998, o diferencial de renda aumenta em todos os estados. Esta variação foi maior nos seguintes estados: SE, MA, PB, GO, RN, CE, ES, RJ, RS e SP. As maiores variações ocorreram, em sua maioria, nos estados com maior PPQ em 1990. Mantendo-se constantes os outros fatores, a simples variação positiva do PPQ aumenta a concentração de renda. Entretanto, este efeito pode ser compensado pelo aumento da escolaridade da força de trabalho. A simples observação dos dados da TABELA 1A é suficiente para notar que nos estados com maior dotação de capital humano, o PPQ é menor e, portanto, um dos componentes da concentração de renda é menor.

O comportamento do PPQ foi estudado anteriormente em outros trabalhos. Gonzaga, Menezes-Filho e Terra (2003) mostram que o prêmio por qualificação no início do anos 90 diminui até o ano de 1992. A partir daí, eleva-se ficando relativamente constante em um nível pouco abaixo do prêmio pago em 1990, permanecendo assim até 1997. Note que a variável utilizada pelos autores é a remuneração/horária média e, possivelmente por esta razão, apresenta uma tendência diferente da observada na FIGURA 2.

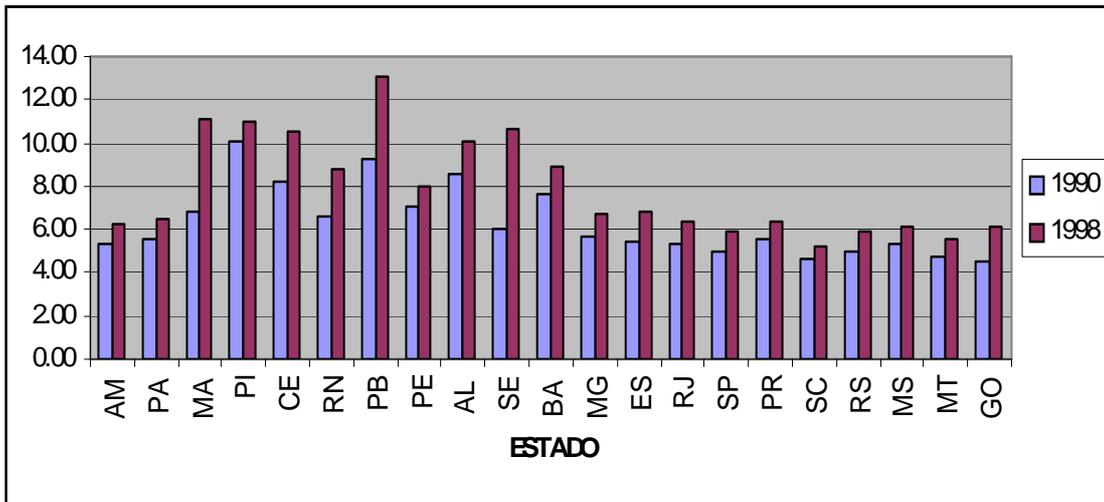


FIGURA 2 – PRÊMIO POR QUALIFICAÇÃO NOS ESTADOS BRASILEIROS

Menezes-Filho, Picchetti e Fernandes (2000) analisam o comportamento dos diferenciais salariais nas décadas de 1980 e 1990. Os autores mostram que, nesse período, os retornos à educação universitária e do 1º ciclo do ensino fundamental subiram, enquanto houve declínio das taxas de retorno à educação intermediária e do 2º ciclo do ensino fundamental.

O aumento do retorno à educação universitária e do 1º ciclo podem ser resultados de dois processos diferentes. O maior retorno à educação universitária pode ser resultado de inovação tecnológica viesada no sentido de demandar trabalho qualificado. Por outro lado, este processo pode ter reduzido o retorno à educação secundária. O maior retorno à educação básica pode estar relacionado a uma redução da remuneração média do trabalhador sem instrução.

Considerando que o diferencial de remuneração média do pessoal qualificado e não qualificado aumentou no período, é importante verificar a alocação do pessoal qualificado entre os estados para se ter uma dimensão de quanto este fator pode definir a concentração de renda em cada economia.

A FIGURA 3 mostra a razão entre pessoal qualificado e pessoal não qualificado na força de trabalho dos estados. Nesta figura, observa-se que as menores medidas de qualificação da força de trabalho estão nos estados nordestinos. Nestes estados, encontra-se uma quantidade menor de pessoal qualificado ocupado e recebendo um PPQ maior que a média nacional. Por outro lado, nos estados do Sul e do Sudeste estão os estados com maiores

indicadores de escolaridade da PEA e ainda os menores PPQ's. As informações obtidas acima sugerem que a escassez de pessoal qualificado poderia aumentar o PPQ nos estados nordestinos.

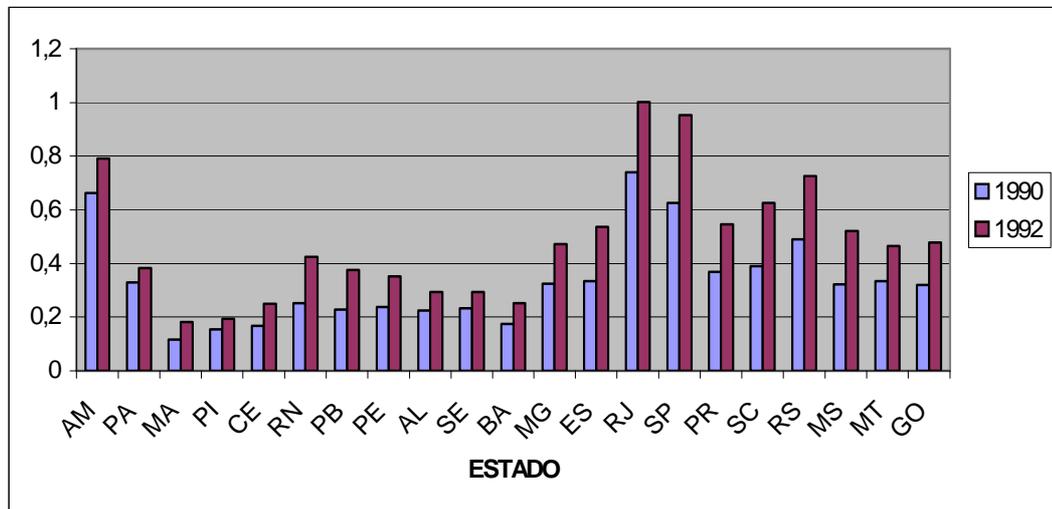


FIGURA 3 - PARTICIPAÇÃO DO PESSOAL QUALIFICADO NO PESSOAL OCUPADO

Se o PPQ está relacionado com a escassez de pessoal qualificado em alguns estados, então, o diferencial deveria ter diminuído na mesma proporção em que a qualificação da força de trabalho aumentou em todos os estados. Em termos percentuais, os estados que tiveram a maior variação na qualificação do pessoal ocupado foram: SE (21,28%), AL (17,47%), CE (16,61%), PI (15,38%), MT (13,53%), PB (12,53%) e MA (11,96%). Este aumento da escolaridade da força de trabalho, considerando as demais variáveis constantes, também deveria contribuir para a redução da desigualdade de renda por aumentar o número de indivíduos com acesso à renda mais elevada.

O estoque de capital humano no período cresceu significativamente em todos os estados. Segundo Carpena e Oliveira (2002), há uma evolução bastante rápida do estoque de capital humano. Em termos *per capita*, esta variável apresenta, dependendo do método de estimação, um crescimento anual entre 1% e 3%, alcançando 40% acumulados entre 1981 e 1999.

A forma como o PPQ se distribui entre os estados mostra que existem especificidades econômicas e institucionais determinantes da distribuição de renda que não são captadas pelo primeiro grupo de regressões. Neste sentido, passa-se a investigar a relação de três possíveis causas para o PPQ. São elas: a demanda por pessoal qualificado, a composição do PIB e a participação dos setores econômicos na força de trabalho.

TABELA 3 – REGRESSÕES COMPLEMENTARES: VARIÁVEL DEPENDENTE PPQ

	REGRESSORES		
	ED	PIBAG/PIB	TRAG/TR
Coefficiente	-6.94	-8.31	13.24
Estatística t	8.31	1.10	4.70
R <sup>2</sup>	0.75	0.05	0.49

Obs.: ED, PIBAG e TRAG, respectivamente, significam excesso de demanda, participação do PIB agrícola no PIB total e participação do setor agrícola no mercado de trabalho

Para verificar se a demanda por pessoal qualificado é responsável pelo PPQ, defina  $H'$  como a razão entre pessoal qualificado e não qualificado para o pessoal ocupado e  $H$  como a mesma razão para a população economicamente ativa (PEA). Desta forma, pode-se definir uma medida do excesso de demanda por pessoal qualificado como  $ED = H'/H$ .

Na TABELA 3 encontram-se os resultados de três regressões. Em todas elas a variável dependente é o PPQ. Na primeira regressão, testa-se a relação entre o PPQ e o ED para no ano de 1998. Neste caso, encontra-se uma correlação negativa e significativa a 5%, com um  $R^2$  igual a 0,75. Este resultado é bastante curioso, pois nos estados onde a escolaridade do pessoal ocupado é maior do que a escolaridade da PEA, o PPQ é menor. Isto significa que onde a demanda por pessoal qualificado é relativamente maior, o diferencial de renda é menor. O gráfico de dispersão está na FIGURA 4.

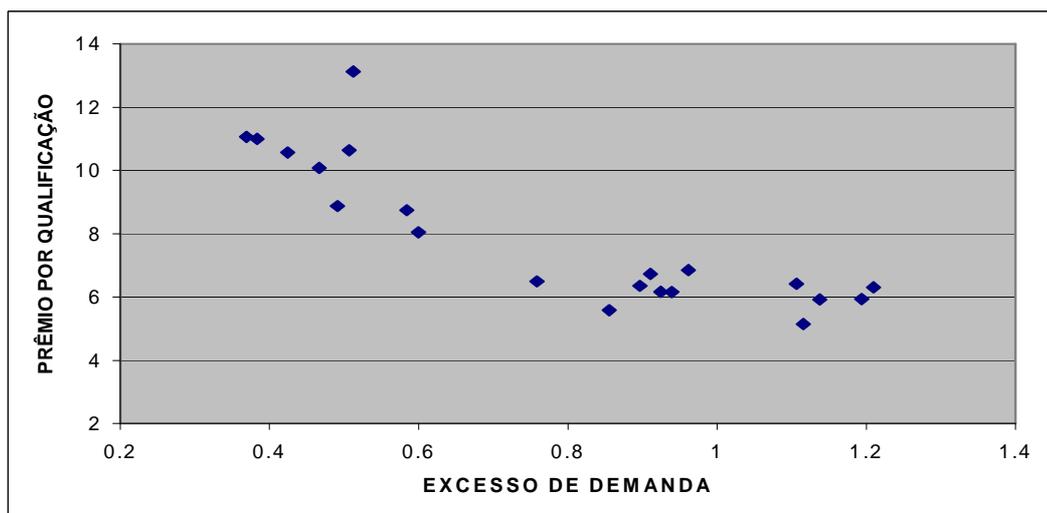


FIGURA 4 – EXCESSO DE DEMANDA E PRÊMIO POR QUALIFICAÇÃO

De acordo com a figura e a regressão apresentadas acima, haveria uma relação positiva entre capital humano da PEA e concentração de renda. Por outro lado, a regressão do capital humano em relação ao Gini mostrou que há uma relação negativa e, ainda, que o capital humano aumenta a participação dos mais pobres na renda e reduz a participação dos mais ricos. Esta contradição pode ser resultado de uma situação em que a determinação da remuneração ocorra à margem das forças de mercado.

É provável que existam outras características, além da escolaridade da força de trabalho, que determinem o diferencial de renda nos estados. É possível que o serviço público desempenhe em alguns estados um papel relevante na formação da remuneração média do pessoal qualificado. A presença de sindicatos organizados pode garantir a algumas categorias uma remuneração média mais elevada que a renda média do pessoal com a mesma escolaridade e que estejam noutros setores.

Arbache e Carneiro (1999) avaliam se os sindicatos são responsáveis por uma ampliação ou redução dos diferenciais salariais intersetoriais, estimando esses diferenciais para uma amostra de trabalhadores sindicalizados e para outra amostra com trabalhadores não-sindicalizados, para os anos de 1992 e 1995. Os resultados mostram que, embora a estrutura dos diferenciais seja muito semelhante nas duas amostras, os sindicatos tendem a contribuir para uma dispersão maior dos salários. Em outras palavras, na presença de sindicatos o setor tende a exercer maior influência sobre o salário.

Uma economia em que convivem setores de alta e baixa produtividade, quando não há mobilidade da mão-de-obra, pode apresentar um grande diferencial na remuneração média entre setores. Para captar se a maior presença de um setor produtivo tradicional proporciona maior diferencial de renda, uma segunda regressão é realizada para explicar o PPQ. Desta vez, a variável explicativa é a participação da agricultura no PIB estadual (PIBAG/PIB). De acordo com a TABELA 3, não há relação significativa entre a participação da agricultura no PIB e o PPQ. O coeficiente é negativo indicando uma relação decrescente entre as duas variáveis, entretanto o  $R^2$  é igual a 0,05 e a estatística  $t$  é igual a 1,10.

Segundo Coelho e Corseuil (2002) a associação entre diferenciais de renda e setores pode ser questionada. Há quem interprete esses diferenciais como sendo originados por outros fatores. Além da questão tecnológica, que caracterizaria a prática de salário-eficiência, podem contribuir para os elevados prêmios nestes setores o fato de serem dominados por poucas firmas, e a marcante participação do Estado durante o período entre 1981 e 1990.

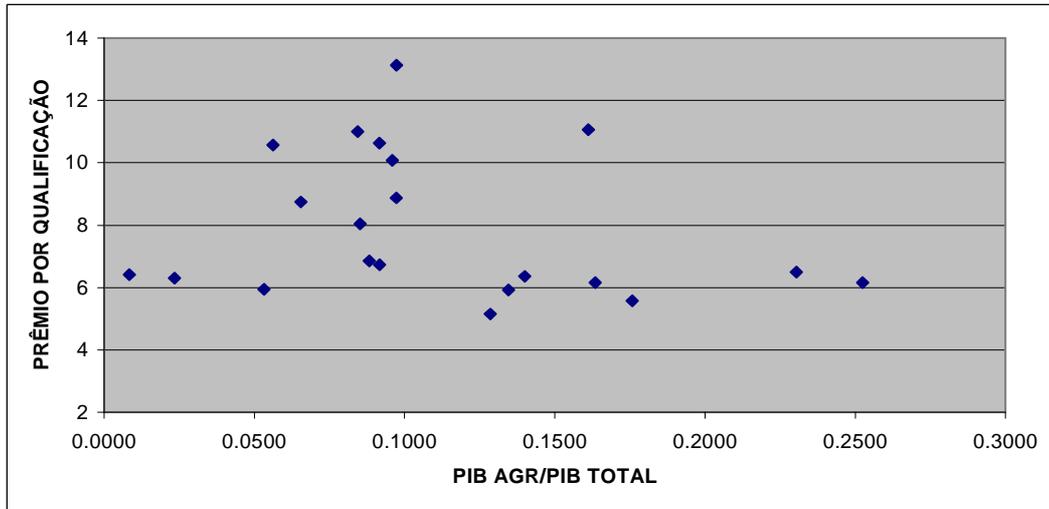


FIGURA 5 – PRÊMIO POR QUALIFICAÇÃO E PARTICIPAÇÃO DA AGRICULTURA NO PIB ESTADUAL NO ANO DE 1998

Tendo em vista que a participação da agricultura no PIB não explica o PPQ, considerou-se a possibilidade de haver alguma relação entre o PPQ e participação da agricultura na força de trabalho. O motivo disto é que podem haver estados em que a agricultura empregue muito trabalho e seja pouco produtiva, tendo por isso uma pequena participação no PIB total. A baixa produtividade também explicaria a contratação de mão-de-obra menos qualificada e o pagamento de salários baixos. Em uma regressão do PPQ contra a razão trabalho agrícola/trabalho total, pelo que se pode observar na TABELA 3, obtém-se uma relação positiva e significativa com um  $R^2$  igual a 0,49. Comparando este resultado com o anterior, pode-se afirmar que não é o fato do estado ser mais ou menos agrícola que vai determinar o PPQ. A alocação do trabalho na atividade agrícola deveria aumentar a remuneração média do trabalho não qualificado, entretanto, se a atividade agrícola é intensiva em trabalho não qualificado, tem baixa produtividade, os retornos decrescentes reduziriam a remuneração.

Hoffmann (2001) mostra que os salários na agricultura tendem a ser menores do que nos setores secundário e terciário da economia brasileira. Portanto, nos estados em que o trabalho agrícola é mais intenso haveria uma tendência a se ter um salário médio menor para o pessoal não qualificado, assumindo que o trabalho não qualificado estaria mais concentrado na agricultura do que nos demais setores. A maior concentração do pessoal ocupado no setor

agrícola esta nos seguintes estados, agrupados em ordem decrescente: MA, PI, BA, CE, PB, AL, SE, MT, PE, ES e SC.

Nos estados em que a concentração da força de trabalho na agricultura é elevada, pode-se observar também que a escolaridade desta parte do pessoal ocupado é relativamente baixa. Os estados em que o pessoal ocupado na agricultura apresenta os níveis de escolaridade mais baixos, em ordem crescente, são: PI, MA, BA, CE, PE, AL, RJ, RN, MT e PA. Deve-se destacar que no Rio de Janeiro a proporção de pessoal ocupado na agricultura é a menor entre os estados da amostra. Portanto, tendo pouco efeito sobre a concentração total.

Pelo que se verificou até o momento, quanto maior a participação da agricultura na força de trabalho e menor a escolaridade média do pessoal empregado neste setor, maior será concentração de renda, devido ao PPQ ser maior nestes estados. Neste sentido, torna-se importante analisar a contribuição de cada setor na demanda por trabalho qualificado e sua variação no período.

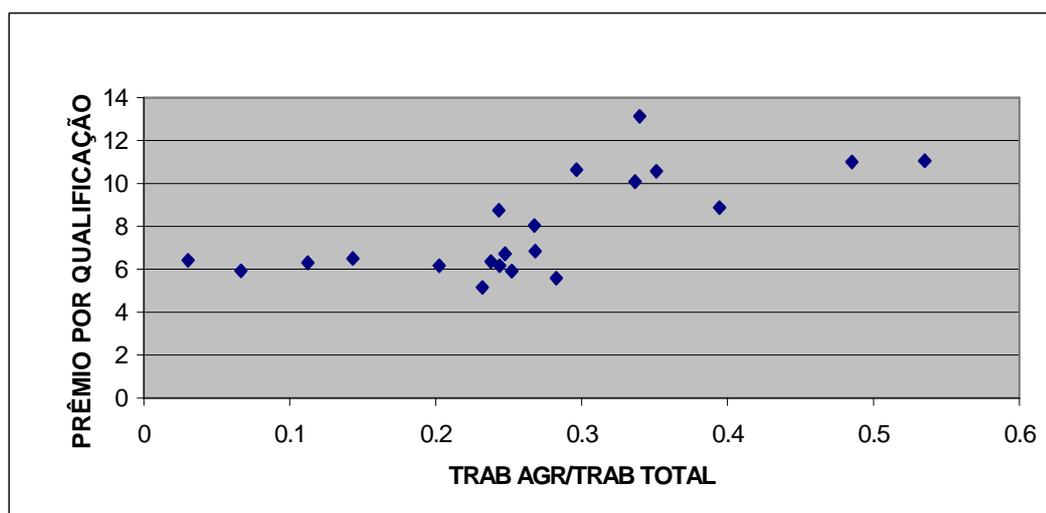


FIGURA 6 – PRÊMIO POR QUALIFICAÇÃO E TRABALHO AGRÍCOLA NO ANO DE 1998

De acordo com as evidências acima, a concentração da força de trabalho na atividade agrícola de baixa produtividade esta positivamente relacionada com o diferencial na renda dos indivíduos qualificados e não qualificados. Estas atividades são mais comuns em regiões ou estados com menor dotação de capital humano. Isto justificaria a relação positiva do capital humano com a renda dos mais pobres.

Entretanto, a relação entre a abertura econômica e a concentração de renda não está bem definida. Neste sentido, serão analisadas dois possíveis efeitos da abertura sobre o

mercado de trabalho. A abertura econômica pode influenciar os setores econômicos de duas formas, de acordo com dois fatores principais: a) a participação do setor no mercado de trabalho; e b) a escolaridade do pessoal ocupado no setor.

#### 4.3 ABERTURA ECONÔMICA E MERCADO DE TRABALHO

De acordo com a teoria do comércio internacional, a abertura econômica em um país com maior dotação relativa de trabalho não qualificado deveria produzir uma redução da concentração da renda. Esta melhor distribuição deve estar relacionada com o crescimento da demanda por trabalho não qualificado e, como resultado, produzir uma redução do PPQ.

Tendo em vista o efeito dinâmico das variáveis explicativas sobre a trajetória da concentração de renda, é importante entender a trajetória da demanda por trabalho qualificado pelos setores econômicos. Tal como proposto por Berman, Bound e Griliches (1994), defina por  $H_{ij}/L_j$  a demanda por trabalho qualificado no setor  $i$  como uma proporção do pessoal ocupado total no estado  $j$ , tal que

$$(13) \quad \frac{H_{ij}}{L_j} = \frac{H_{ij}}{L_{ij}} \frac{L_{ij}}{L_j}$$

onde  $H_{ij}$  é o pessoal qualificado do setor  $i$  do estado  $j$ ;  $L_{ij}$  é o pessoal ocupado total no setor  $i$  do estado  $j$  e  $L_j$  é o pessoal ocupado no estado  $j$ . A contribuição que o setor  $i$  do estado  $j$  dá para alterar a demanda total por trabalho qualificado no setor de bens comercializáveis é determinada pela variação de  $H_{ij}/L_j$ , ou seja,

$$(14) \quad \Delta(H_{ij}/L_j) = \Delta\left(\frac{H_{ij}}{L_{ij}}\right) \frac{L_{ij}}{L_j} + \frac{H_{ij}}{L_{ij}} \Delta\left(\frac{L_{ij}}{L_j}\right)$$

A variação na demanda por pessoal qualificado do setor  $i$  no estado  $j$  é decomposta como variação da escolaridade do setor  $i$  e variação da participação do setor  $i$  no pessoal ocupado total. A variação na escolaridade pode ser entendida como resultante de uma variação tecnológica ou mesmo de uma variação na escolaridade da população que repercutiu na escolaridade do pessoal ocupado. Por sua vez, uma variação da participação do setor na força de trabalho pode ser interpretado como um aumento da produção provocado por um aumento da demanda pelos seus bens proporcionalmente maior do que o aumento na força de

trabalho total. Este aumento proporcionalmente maior na demanda pode ser resultado de uma mudança na preferência da população ou pela expansão do mercado consumidor por meio do comércio entre regiões e/ou comércio internacional.

Na tabela 4, encontram-se as medidas da variação no capital humano dos setores agrícolas e industrial<sup>2</sup>. Nela pode-se observar que, entre os estados do Nordeste, a variação do capital humano na agricultura foi maior que a variação no emprego em todos os estados, com exceção da Bahia. Já no Sul/Sudeste, nos estados de MG, RJ e SP o capital humano da agricultura cresceu menos que o emprego. No Norte, a variação foi negativa, indicando que o emprego cresceu mais do que o capital humano agrícola. O mesmo ocorreu no Centro-Oeste, com exceção do estado do Mato Grosso do Sul.

TABELA 4 - VARIAÇÃO NA DEMANDA POR PESSOAL QUALIFICADO COMO PROPORÇÃO DO PESSOAL OCUPADO NA AGRICULTURA E NA INDÚSTRIA

	AGRICULTURA	INDÚSTRIA
AM	-0,009	0,040
PA	-0,011	-0,013
MA	0,026	-0,009
PI	0,006	0,007
CE	0,067	-0,008
RN	0,004	-0,012
PB	0,012	0,021
PE	0,013	0,005
AL	0,007	0,041
SE	0,023	0,167
BA	-0,005	0,009
MG	-0,001	-0,004
ES	0,051	0,024
RJ	-0,030	0,059
SP	-0,001	0,002
PR	0,006	-0,011
SC	0,002	-0,006
RS	0,006	0,012
MS	0,007	0,001
MT	-0,006	0,043
GO	-0,006	0,003
MÉDIA	0,008	0,017

Quanto ao setor industrial, pode-se verificar que, no caso da região Nordeste, apenas nos estados do MA, CE e RN a variação no emprego foi maior que a formação de

<sup>2</sup> No setor industrial não estão incluídos os dados referentes à indústria da construção civil.

capital humano e, no Sul/Sudeste, o mesmo ocorreu nos estados de MG, PR, SC e RS. No Norte, apenas no PA a variação foi negativa. No Centro-Oeste, o capital humano cresceu mais que o emprego em todos os estados.

Como foi verificado anteriormente, na FIGURA 3, a escolaridade da força de trabalho cresceu em todos os estados, principalmente naqueles em que a participação do trabalho não qualificado tradicionalmente é maior. Isto sugere que se a abertura está influenciando no emprego dos setores de bens comercializáveis, este efeito está sendo no sentido de aumentar a escolaridade e não no aumento da participação do setor no emprego.

TABELA 5 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIÇÃO DA DEMANDA POR PESSOAL QUALIFICADO DA AGRICULTURA COMO PROPORÇÃO DO PESSOAL OCUPADO

	AGRICULTURA		(%)	
	$\Delta(H_{ij}/L_j)$	$\Delta(L_j/L)$	$\Delta(H_{ij}/L_j)$	$\Delta(L_j/L)$
AM	0,136	-0,145	0,48	0,52
PA	-0,016	0,005	0,76	0,24
NORTE	0,060	-0,070	0,46	0,54
MA	0,192	-0,166	0,54	0,46
PI	0,046	-0,04	0,53	0,47
CE	0,060	0,007	0,90	0,10
RN	0,047	-0,043	0,52	0,48
PB	0,043	-0,031	0,58	0,42
PE	0,103	-0,09	0,53	0,47
AL	0,095	-0,088	0,52	0,48
SE	0,162	-0,139	0,54	0,46
BA	0,023	-0,028	0,45	0,55
NORDESTE	0,085	-0,068	0,56	0,44
MG	-0,014	0,013	0,52	0,48
ES	0,042	0,009	0,82	0,18
RJ	-0,112	0,082	0,58	0,42
SP	-0,002	0,001	0,67	0,33
SUDESTE	-0,021	0,026	0,45	0,55
PR	0,001	0,005	0,17	0,83
SC	0,023	-0,021	0,52	0,48
RS	0,053	-0,047	0,53	0,47
SUL	0,025	-0,021	0,54	0,46
MS	0,054	-0,047	0,53	0,47
MT	0,015	-0,021	0,42	0,58
GO	-0,014	0,008	0,64	0,36
C. – OESTE	0,018	-0,020	0,47	0,53
MÉDIA	0,033	-0,031	0,44	0,56

A TABELA 5 apresenta as variações na escolaridade do pessoal ocupado e a variação na participação no mercado de trabalho do setor agrícola. Nas duas últimas colunas, são apresentadas as mesmas variação em termos de proporção da variação total na demanda por pessoal qualificado.

Pode-se observar que a variação na escolaridade da agricultura foi positiva em todos os estados, com exceção do PA, MG, RJ, SP e GO. Entretanto, a participação da agricultura no emprego variou positivamente apenas no PA, MG, ES, RJ, SP e PR. A elevação da escolaridade do pessoal ocupado na agricultura é positiva para a escolaridade do pessoal ocupado total e contribui para a redução da desigualdade. Por outro lado, como a agricultura tem escolaridade média inferior aos demais setores, a redução da participação da agricultura no mercado de trabalho contribui para aumentar a escolaridade média da força de trabalho e reduzir a desigualdade.

Nota-se ainda que, em média, o valor absoluto da variação do emprego foi um pouco menor do que o valor absoluto da variação na escolaridade do pessoal ocupado na agricultura. Entre as regiões, apenas no Nordeste e no Sul a variação na escolaridade foi maior que a variação no emprego.

Para verificar se a abertura econômica teve alguma influência nas variações da escolaridade e da participação do setor agrícola no mercado de trabalho do setor de bens comercializáveis, foram feitas mais duas regressões em que o grau de abertura é a variável explicativa.

TABELA 5 - RELAÇÃO ENTRE A ABERTURA ECONÔMICA E A DINÂMICA DO EMPREGO E DA ESCOLARIDADE DO TRABALHO AGRÍCOLA

Variável Dependente	CONSTANTE	ABERTURA	R <sup>2</sup>
POAG/PO	0.67 (0,00)	-0.35 (0.28)	0.02
HAG	0.02 (0,00)	0.09 (0,01)	0.14

- Os valores entre parêntesis representam os níveis de significância das estatísticas t;
- POAG é o pessoal ocupado na agricultura, PO é o pessoal ocupado em todos os setores e HAG é o capital humano da agricultura.

De acordo com o resultado apresentado na TABELA 5, a abertura tem uma relação significativa apenas com a formação de capital humano na agricultura. Entretanto, o R<sup>2</sup> é muito baixo, indicando que o ajustamento do modelo é frágil. Assim, nenhuma conclusão consistente pode ser extraída deste resultado.

A variação na contribuição do setor industrial na formação de capital humano no setor de bens comercializáveis foi decomposta e os resultados são apresentados na TABELA 6. Ela foi construída com informações semelhantes às aquelas da TABELA 4. Sendo que desta vez, o setor analisado é a indústria. Assim, de acordo com a TABELA 6, os seguintes estados tiveram redução da escolaridade do pessoal ocupado no setor durante o período estudado, são eles: PA, MA, RN, MG, PR e SC.

TABELA 6 - DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DA DEMANDA POR PESSOAL QUALIFICADO DA INDÚSTRIA COMO PROPORÇÃO DO PESSOAL OCUPADO

	INDÚSTRIA		(% DA VARIAÇÃO	
	$\Delta(H_{ij}/L_j)$	$\Delta(L_j/L)$	$\Delta(H_{ij}/L_j)$	$\Delta(L_j/L)$
AM	0,250	-0,210	0,543	0,457
PA	-0,018	0,005	0,783	0,217
NORTE	0,116	-0,103	0,530	0,470
MA	-0,034	0,025	0,576	0,424
PI	0,093	-0,086	0,520	0,480
CE	0,082	-0,090	0,477	0,523
RN	-0,022	0,010	0,688	0,313
PB	0,134	-0,113	0,543	0,457
PE	0,064	-0,059	0,520	0,480
AL	0,274	-0,233	0,540	0,460
SE	1,019	-0,852	0,545	0,455
BA	0,057	-0,048	0,543	0,457
NORDESTE	0,185	-0,161	0,535	0,465
MG	-0,005	0,001	0,833	0,167
ES	0,172	-0,148	0,538	0,463
RJ	0,354	-0,295	0,545	0,455
SP	0,056	-0,054	0,509	0,491
SUDESTE	0,144	-0,124	0,537	0,463
PR	-0,005	-0,006	0,455	0,545
SC	-0,015	0,009	0,625	0,375
RS	0,103	-0,091	0,531	0,469
SUL	0,028	-0,029	0,491	0,509
MS	0,039	-0,038	0,506	0,494
MT	0,274	-0,231	0,543	0,457
GO	0,070	-0,067	0,511	0,489
C. – OESTE	0,128	-0,112	0,533	0,467
MÉDIA	0,120	-0,105	0,533	0,467

Verifica-se que em quase todos os estados a participação da indústria na força de trabalho foi reduzida, com exceção do PA, RN, MG e SC. Nestes estados o crescimento do emprego industrial suplantou a formação de capital humano no mesmo setor.

Em média, a variação na escolaridade foi proporcionalmente maior do que a variação na absorção da mão-de-obra pelo setor industrial. Com exceção da região Sul, em

todas as outras a variação da escolaridade foi maior que a variação no emprego. Este fenômeno pode estar relacionado com a transferência de várias indústria da região de São Paulo para estados próximos.

Para se obter evidências de que a abertura influencia no emprego ou na escolaridade do setor industrial, foram realizadas as regressões nos moldes realizados para a agricultura. Os resultados para a indústria encontram-se na TABELA 7.

TABELA 7 - RELAÇÃO ENTRE A ABERTURA ECONÔMICA E A DINÂMICA DO EMPREGO E DA ESCOLARIDADE DO TRABALHO INDUSTRIAL

Variável Dependente	CONSTANTE	ABERTURA	R <sup>2</sup>
POIND/ PO	0.32 (0.00)	0.35 (0.28)	0.03
HIND	0.15 (0.00)	0.77 (0.00)	0.15

- Os valores entre parêntesis representam os níveis de significância das estatísticas t;
- POIND é o pessoal ocupado na indústria, PO é o pessoal ocupado em todos os setores e HIND é o capital humano da indústria.

Assim como as estimativas feitas em relação à agricultura, a abertura econômica tem uma relação positiva e significativa com a escolaridade do pessoal da indústria. No entanto, a mesma fragilidade associada ao R<sup>2</sup> ocorre.

Ao final deste exercício não foram encontradas evidências de como a abertura econômica influencia a concentração. As regressões feitas e apresentadas nas tabelas 5 e 7 não fundamentam qualquer relação teórica entre trabalho e abertura. Da mesma forma, a relação da abertura com os quintis não permitiu encontrar evidências consistentes do efeito da abertura econômica.

Investigando a relação da abertura comercial sobre o mercado de trabalho, Soares, Servo e Arbache (2001) destacam o aumento no rendimento relativo dos trabalhadores com ensino superior completo mesmo diante de aumento da sua oferta relativa, sugere que os trabalhadores qualificados foram beneficiados pela abertura comercial à custa dos trabalhadores menos qualificados. Por outro lado, a desigualdade de renda permaneceu quase constante.

Estudos realizados até agora têm mostrado que os impactos da abertura comercial sobre a distribuição de renda são muito pequenos [ver Barros, Corseuil e Cury (2001)]. Arbache e Corseuil (2000) analisam a relação entre os prêmios salariais e estrutura de emprego por setor industrial e o comércio internacional. Os autores encontram fraca relação

negativa entre a tarifa média efetiva e prêmio salarial, e relação positiva entre penetração de importações e esse mesmo prêmio, ou seja, quanto mais concorrência dos importados sofreu uma determinada indústria, melhor ela pagava a seus trabalhadores, tanto de baixa como de alta qualificação.

Mesmo verificando que a abertura não exerceu influência perceptível no mercado de trabalho, não se pode afirmar nada sobre o seu efeito sobre os setores produtivos. As exportações podem fornecer informações importantes a respeito de quais setores estariam sendo beneficiados pelo comércio.

#### 4.4 ABERTURA ECONÔMICA, DOTAÇÃO DE FATORES E A COMPOSIÇÃO DAS EXPORTAÇÕES

Se a abertura econômica não tem relação significativa com a composição do emprego, deve-se verificar a existência de relação com a produção e exportação de um determinado setor. Segundo Wood (1994), a composição das exportações pode ser explicada pelas dotações dos fatores de produção de cada país ou região. No presente trabalho, será acrescentada a abertura econômica ao conjunto de variáveis explicativas. O objetivo é verificar se a abertura econômica incentivou algum setor econômico especificamente e se este estímulo foi suficiente para reforçar a participação nas exportações. No sentido de oferecer evidências desta relação, é proposta a estimação do seguinte modelo

$$(15) \quad \ln(X_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(T_{it}) + \beta_2 \ln(H_{it}) + \beta \ln(A_{it}) + \varepsilon_{it}$$

onde, os subscritos “i” e “t” representam o estado e o período das variáveis. Além disto, o modelo será estimado para três variáveis explicativas diferentes: X1, a razão entre exportação de produtos industriais e produtos básicos; X2, a razão entre exportação de produtos semi-manufaturados e produtos básicos; e, X3, a razão entre exportação de produtos manufaturados e produtos básicos (X3). As variáveis T, H e A são definidas como nas regressões da concentração de renda resumidas na tabela 2. Tendo em vista as evidências de que a abertura está relacionada com a formação de capital humano, esta variável foi incluída na modelo. Note que a H é o capital humano da PEA e não do pessoal ocupado.

A TABELA 7 apresenta os resultados da regressão do modelo proposto acima. Pode-se observar que a variável capital humano é positivamente relacionada com as

exportações de produtos industriais e semi-manufaturados. O coeficiente da dotação relativa de terra e a abertura econômica são negativos e significativamente relacionadas com X1 e X3. Fica evidente que há uma relação positiva da dotação de terra com as exportações de produtos básicos. A relação entre abertura e exportação de produtos básicos é uma evidência favorável ao modelo de Hecksher-Ohlin. No Brasil, por ser um país com grande dotação de terra e de mão-de-obra pouco qualificada, a abertura econômica estimularia a produção e exportação de produtos básicos. O outro efeito esperado, refere-se à relação positiva entre a abertura com o emprego de mão-de-obra pouco qualificada.

TABELA 7 - DOTAÇÃO DE FATORES E COMPOSIÇÃO DAS EXPORTAÇÕES ESTADUAIS

	X1	X2	X3
LOG(H)	0,664* (0,049)	0,431* (0,000)	0,368 (0,347)
LOG(T)	-0,740* (0,000)	-0,852* (0,000)	-0,583* (0,000)
LOG(A)	-0,379* (0,000)	-0,234 (0,145)	-0,257* (0,002)
R <sup>2</sup>	0,928	0,912	0,946
R <sup>2</sup> AJUSTADO	0,920	0,898	0,932

\* significativo ao nível de 5%. Os foram estimados com efeito fixo, usando mínimos quadrados ponderados. Os valores entre parênteses correspondem Valor – P (P - value) da estatística t.

Uma possível explicação para o conjunto de resultados acima é que a produção agrícola voltada para o comércio internacional deve ser competitiva e, portanto, baseada num padrão tecnológico superior à agricultura de subsistência. A remuneração nesta atividade também é superior à remuneração obtida na agricultura de baixa produtividade. Por outro lado, foi visto que quanto maior a participação da agricultura no mercado de trabalho maior o PPQ. Entretanto, a região Nordeste apresentou a maior variação na escolaridade do trabalho agrícola.

Deve-se observar também que o resultado da tabela 8 considera a amostra completa. É possível que a abertura econômica tenha relação diferente com a concentração de renda e com a composição das exportações em regiões diferentes.

## 5. CONCLUSÃO

Este trabalho tem por objetivo estudar os efeitos das dotações relativas de fatores de produção e da abertura econômica sobre a concentração de renda dos estados brasileiros no período entre 1990 e 1998. Este período foi escolhido devido ao acelerado processo de abertura econômica desencadeado pelo governo brasileiro.

Utilizando um painel de dados, estimou-se um conjunto de regressões nas quais observou-se haver evidências de que a dotação de capital humano e abertura econômica tinham relações significativas com a concentração de renda. Efetuadas as regressões cujas variáveis dependentes eram os quintis, verificou-se que elas não davam suporte para entender a forma como a abertura econômica influenciou a concentração da renda. Por outro lado, estas regressões apontaram o efeito positivo do capital humano sobre a renda dos mais pobres e negativo sobre a renda dos mais ricos.

A análise da relação do PPQ com o Gini, mostra que o primeiro tem um razoável poder de explicação do segundo. Entretanto, existem outros fatores como diferenciais de remuneração por setor, região e/ou setor econômico que podem determinar a desigualdade tanto quanto os diferenciais de qualificação.

Insistindo com a relação do PPQ com o Gini, buscou-se obter evidências da relação do PPQ com a demanda por trabalho qualificado, a participação da agricultura no produto e no mercado de trabalho. A participação da agricultura no produto não define o PPQ. A demanda relativa por trabalho qualificado tem relação negativa com o PPQ e a participação da agricultura no emprego é positivamente relacionada com o diferencial de remuneração.

Considerando a existência de mobilidade da força de trabalho entre os estados, principalmente da força de trabalho melhor qualificada. É pouco provável que um PPQ mais elevado não atraísse pessoal qualificado de outras regiões. Se o PPQ dos estados do Nordeste fossem provocado por uma remuneração média do pessoal qualificado mais elevada do que nas demais regiões, haveria um deslocamento da oferta deste tipo de trabalho. Entretanto, se o PPQ se a uma renda média do pessoal não qualificado menor do que nos demais estados, esta situação poderia se manter devido as dificuldades de migração do pessoal menos qualificado.

Além da limitação da mobilidade de uma parte da mão-de-obra, existem outros fatores institucionais que interferem na definição dos prêmios salariais. Estes fatores institucionais podem estar garantindo em algumas regiões um prêmio salarial maior para o pessoal qualificado, em detrimento da alocação ótima de recursos.

Verificou-se que a participação da agricultura no mercado de trabalho aumenta a concentração. Ao mesmo tempo, foi verificado que a participação do emprego agrícola diminuiu na maioria dos estados e que a escolaridade aumentou. A combinação destes fatores deveria contribuir para reduzir a desigualdade.

No estudo da relação da abertura com o mercado de trabalho nos setores agrícola e industrial, não foi verificada qualquer relação significativa. Associando este resultado ao resultado inicial, conclui-se o efeito do comércio internacional sobre a distribuição da renda não é bem definido. O mesmo resultado é apontado em outros estudos.

Quanto ao modelo de Wood, verificou-se que a abertura econômica e a dotação de terra têm relação positiva com a exportação de produtos básicos. De acordo com o teorema de Stolper-Samuelson, a especialização na produção de produtos primários aumentaria a demanda por trabalho não qualificado e reduziria o prêmio por qualificação. Entretanto, o crescimento da produção agrícola está relacionado a uma mudança tecnológica, ao aumento da produtividade e ao aumento da demanda por pessoal qualificado.

Ao final, das variáveis explicativas da concentração, a única que exhibe relações consistentes é o capital humano. Tal como em outros estudos, o fator educação se mostra relevante em qualquer política com objetivo de aumentar o bem-estar social e, principalmente, reduzir a desigualdade entre os indivíduos.

## REFERÊNCIAS

- ARBACHE, J. S. Do unions always decrease wage dispersion? The case of Brazilian manufacturing. *Journal of Labor Research*, v. XX, n. 3, p. 425-436, 1999.
- ARBACHE, J. S., CARNEIRO, F. Unions and interindustry wage differentials. *World Development*, v. 27, n. 10, p. 1.875-1.883, 1999.
- ARBACHE, J. S., CORSEUIL, C. H. Liberalização comercial e estrutura de emprego e salários. *Anais do XXVIII Encontro Nacional de Economia*. Anpec, 2000.
- AZZONI, C., SERVO, L. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. *Papers in Regional Science*, 2001(no prelo).
- BARROS, HENRIQUES E MENDONÇA (2001), A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil, IPEA: Texto para discussão nº 800, Rio de Janeiro, 2001.
- BARROS, R. P. de, CORSEUIL, C. H., CURY, S. Abertura comercial e liberalização do fluxo de capitais no Brasil: impactos sobre a pobreza e a desigualdade. In: HENRIQUES, R. *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2001.

- BERMAN, BOUND e GRILICHES (1994), Changes in Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence of Annual Survey of Manufactures, *Quarterly Journal of Economics*, 109:2, pp. 367-97.
- BLOOM, David E., and Avi BRENDER (1993): "Labor and the Emerging World Economy", *population Bulletin*, October, 48:2, 2-39.
- BREUSH, T. and A. PAGAN, The Lagrange Multiplier Test and Its Application to Models Specification in Econometrics, *Review of Economic Studies*, 47, 1980.
- CARPENA, Luciane e OLIVEIRA, J. B., Estimativa do Estoque de Capital Humano para o Brasil: 1981 à 1999 , IPEA, TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 877, maio de 2002
- COELHO, A. M. e CORSEUIL, C. H., Diferenciais Salariais no Brasil: Um breve panorama, IPEA, TEXTO PARA DISCUSSÃO N° 898, agosto de 2002
- CORTEZ, Willy W. (2001): "What is Behind Increasing Wage Inequality in Mexico". *World Development* Vol.29, No 11, pp 1905-1922.
- De LONG, J. B. and L. H. SUMMERS, (1991): "Equipment Investment and Economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 445-502.
- DOLLAR, D. (1992): "Outward-oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-1985", *Economic Development and Cultural Change*, 40 (3), 523-544.
- EDWARDS, S. (1998): "Openness, Productivity and Growth: What do we Really Know?", *Economic Journal*, Vol. 108, 383-398.
- FEENSTRA, R. C. and HANSON, G. H. (1995): Foreign Investment, Outsourcing and Relative Wages. In: Feenstra, R.C., Grossman, G.M. (eds). *Political Economy of Trade Policy: Essays in Honor of Jagdish Bhagwati*. Cambridge, Mass.: The MIT Press.
- FISCHER, Ronald D.(2001), The Evolution of inequality after trade liberalization, *Journal of Development Economics*, vol. 66, 555-579.
- GUSTAVO, G., MENEZES, N. F., e TERRA, C.: (2003): "Trade Liberalization and Evolution of Skill Earnings Differentials in Brazil", mimeo.
- GREEN, F., DICKERSON, A., and ARBACHE, J. S. (2001): "A Picture of Wage Inequality and Allocation of Labour Through a Period of Trade Liberalization: The Case of Brazil". *World Development*, Vol. 1, 1-17.
- GREENE, William H., *Econometrics Analysis*, Macmillan Publishing Company, New York, 1990.
- HANSON, Gordon. and HARRISON, Trade, Technology, and Wage Inequality, NBER Working Papers no. 5110, 1995.

- HAUSMAN, J. and TAYLOR, W., Panel Data and Unobservable Individual Effects, *Econometrica*, 49, 1981.
- HOFFMANN, R. Mensuração da desigualdade e da pobreza no Brasil. In: HENRIQUES, R. M., *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000.
- HSIAO, C. 1986. *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- IBGE - INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, Contas Regionais - 1986-98. Extraído do *site* ftp://ftp.ibge.gov.br.
- \_\_\_\_\_, Anuários Estatísticos do Brasil, anos de 1990 à 1998.
- \_\_\_\_\_. Pesquisa Nacional por Amostragem Familiar - PNAD, anos de 1990 à 1998.
- KENNEDY, P. 1992. *A Guide to Econometrics*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, Third Edition.
- KRUEGER, A. (1997): “Labor Market Shifts and the Price Puzzle Revisited”, NBER Working Paper, No 5924.
- LEAMER, E. E. (1994): “Trade, Wages and Revolving-Door Ideas. NBER, Working Paper 4.716.
- MENEZES-FILHO, N., PICCHETTI, P., FERNANDES, R. A evolução da distribuição de salários no Brasil: fatos estilizados para as décadas de 80 e 90. In: HENRIQUES, R. M. (org.). *Desigualdade e pobreza no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 2000
- MULLIGAN, Casay and SALA-I-MARTIN, Xavier., A Labor-Income-Based Measure of the Value of Human Capital: An Application to the States of the United States, NBER, Working Paper no. 5018, 1995.
- ROBERTSON, R. (2000): “Trade Liberalization and Wage Inequality: Lessons from Mexican Experience, *World Development*, 23 (6), 827-849.
- RODRIGUEZ, F. and RODRIK, D., (1999): “Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic’s Guide to the Cross-National Evidence”, Working Paper, 7081, NBER.
- SOARES, Sergei, SERVO, L.M.S. e ARBACHE, J.S., O que (não) sabemos sobre a relação entre abertura comercial e mercado de trabalho no Brasil, IPEA, TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 843, 2001.
- SPIILIMBERGO, LONDOÑO E SZÉKELY, Income distribution, factor endowments, and trade openness, *Journal of Development Economics* , Vol. 59 1999 77–101
- WOOD, A (1994): “North-South Trade, Employment and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-Driven World, Clarendon Press, Oxford.
- \_\_\_\_\_(1999): “Openness and Wage Inequality in Developing Countries: the Latin American Challenge to Rast Asian Conventional Wisdon. In: Baldwin, R. E., Cohen, D., Sapir, A, Venables, A, (eds.). *Market Integration, Regionalism and Global the Economy*. Cambridge: Cambridge University Press.

## ANEXOS

TABELA A 1 – VALORES MÉDIOS DE VARIÁVEIS SELECIONADAS

ESTADO	GINI	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Y	K	H
AM	0.55	0.04	0.07	0.11	0.19	0.60	5594.02	0.00	4.88
PA	0.59	0.03	0.06	0.10	0.17	0.64	2735.72	0.00	4.76
MA	0.60	0.03	0.06	0.11	0.16	0.64	1185.22	0.00	3.09
PI	0.59	0.03	0.07	0.11	0.16	0.64	1318.39	0.00	2.98
CE	0.61	0.03	0.07	0.10	0.15	0.65	2127.61	0.00	3.35
RN	0.60	0.03	0.07	0.10	0.15	0.66	2227.66	0.00	3.89
PB	0.62	0.03	0.06	0.09	0.15	0.67	1839.64	0.00	3.69
PE	0.59	0.03	0.07	0.10	0.16	0.64	2783.28	0.00	3.98
AL	0.60	0.04	0.07	0.09	0.15	0.65	1943.60	0.00	3.22
SE	0.60	0.03	0.07	0.09	0.15	0.65	2767.37	0.00	3.59
BA	0.60	0.03	0.07	0.09	0.15	0.65	2342.80	0.00	3.50
MG	0.59	0.04	0.06	0.09	0.16	0.64	4429.86	0.00	4.87
ES	0.59	0.03	0.06	0.09	0.17	0.64	4908.03	0.00	4.83
RJ	0.58	0.04	0.06	0.10	0.18	0.63	6500.66	0.00	5.93
SP	0.55	0.03	0.07	0.11	0.19	0.60	7921.60	0.00	5.64
PR	0.58	0.03	0.06	0.10	0.17	0.63	5293.88	0.00	4.87
SC	0.54	0.04	0.07	0.11	0.18	0.60	5725.60	0.00	5.21
RS	0.57	0.03	0.06	0.10	0.18	0.62	6491.21	0.00	5.51
MS	0.58	0.04	0.06	0.10	0.17	0.64	4005.93	0.00	4.74
MT	0.57	0.04	0.07	0.11	0.17	0.62	3379.60	0.00	4.50
GO	0.60	0.04	0.06	0.09	0.16	0.65	3154.96	0.00	4.63

Continuação

ESTADO	A	T	X1	x2	x3	ED	Pibagr/ PIB	POAG/ PO	PPQ 1990	PPQ 1999
AM	0.25	0.08	15.03	1.77	13.26	1.34	0.02	0.08	4.72	6.30
PA	0.20	0.00	0.98	0.82	0.16	0.97	0.23	0.15	4.95	6.50
MA	0.17	0.01	23.15	20.76	2.40	0.42	0.16	0.55	6.09	11.06
PI	0.03	0.00	24.23	14.05	6.71	0.42	0.08	0.49	8.93	11.00
CE	0.07	0.03	0.89	0.25	0.64	0.45	0.06	0.33	7.33	10.57
RN	0.03	0.00	0.76	0.22	0.54	0.56	0.07	0.26	5.89	8.75
PB	0.04	0.00	13.60	0.81	12.80	0.45	0.10	0.37	8.27	13.13
PE	0.06	0.00	8.12	3.04	5.08	0.65	0.09	0.30	6.24	8.04
AL	0.11	0.09	7.12	5.10	2.02	0.44	0.10	0.35	7.62	10.08
SE	0.03	0.32	611.57	0.20	611.36	0.61	0.09	0.32	5.36	10.64
BA	0.11	0.01	6.91	2.49	4.42	0.49	0.10	0.42	6.75	8.88
MG	0.14	0.01	1.52	0.58	0.94	0.98	0.09	0.28	5.03	6.73
ES	0.39	0.04	1.44	1.31	0.12	1.08	0.09	0.20	4.85	6.85
RJ	0.10	0.00	89.04	7.95	81.09	1.34	0.01	0.04	4.71	6.42
SP	0.16	0.00	12.22	0.91	11.31	1.41	0.05	0.08	4.44	5.94
PR	0.14	0.13	1.11	0.27	0.84	1.13	0.14	0.28	4.95	6.36
SC	0.14	0.22	2.18	0.13	2.05	1.53	0.13	0.29	4.17	5.15
RS	0.15	0.06	2.14	0.37	1.77	1.57	0.13	0.26	4.41	5.92
MS	0.04	0.04	0.22	0.15	0.07	1.13	0.25	0.27	4.79	6.16
MT	0.08	0.59	0.37	0.15	0.17	1.07	0.18	0.30	4.22	5.58
GO	0.04	0.05	0.51	0.40	0.14	1.07	0.16	0.25	3.97	6.16

### CAPÍTULO 3

## IMPACTO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO E DA CONCENTRAÇÃO DE RENDA SOBRE O NÍVEL DE POBREZA DOS ESTADOS BRASILEIROS

### 1. INTRODUÇÃO

Dos possíveis indicadores de bem-estar social, a ausência de pobreza certamente é um dos mais aceitos. Segundo Barros e Mendonça (1997) uma das principais razões pelas quais os objetivos de políticas públicas centram-se na busca do crescimento e da igualdade é o fato de que a redução no grau de pobreza requer crescimento econômico e/ou declínio no grau de desigualdade. Na verdade, o crescimento para as economias em desenvolvimento é considerado uma condição necessária, mas não suficiente, para garantir o aumento do bem-estar.

Neste capítulo serão estimadas as elasticidades renda-pobreza e concentração-pobreza que medem, respectivamente, o efeito de uma variação percentual da renda média e da concentração de renda sobre a medida de pobreza nos estados brasileiros no período compreendido entre os anos de 1985 e 1999. A partir destas elasticidades serão realizadas algumas projeções do crescimento e da desconcentração da renda necessária para se atingir um determinado patamar de pobreza. Além disto, a variação da pobreza no período será decomposta em variação devida ao crescimento e a variação devido à desconcentração.

Historicamente, a responsabilidade pelo desenvolvimento econômico brasileiro tem sido atribuída ao Estado. É evidente que, na maioria dos países, parte do bem-estar da população se deve a atividades desenvolvidas pelos governos. No Brasil, além da determinação das políticas econômicas, os governos passaram a financiar a acumulação de capital e a desenvolver atividades empresariais. Associada a esta ação governamental está a visão da acumulação de capital físico como motor do crescimento e, este último, como motor do bem-estar social.

Por outro lado, não se pode verificar o mesmo compromisso dos governos em políticas diretamente voltadas para distribuir renda. Isso não impede que a desconcentração da renda possa ser o resultado do processo de crescimento econômico.

Supondo a existência de outras aplicações alternativas para os recursos públicos, senão a promoção do crescimento econômico baseado no investimento público, há um custo de oportunidade para os investimentos públicos e para os subsídios para acumulação de capital

físico. Existindo este custo de oportunidade, se faz imprescindível questionar se a promoção do crescimento econômico baseado em recursos públicos é a forma mais eficiente de se reduzir a pobreza no Brasil. Estimar o impacto do crescimento econômico e da desconcentração da renda sobre a pobreza é uma das formas pelas quais se poderia medir a eficiência relativa do crescimento econômico.

A suposição de que o financiamento do crescimento econômico tem sido uma estratégia de combate a pobreza, implicitamente, sugere a existência de uma relação negativa entre as duas variáveis. No entanto, as evidências da relação negativa entre crescimento e pobreza também mostram que há diferentes níveis de respostas da pobreza em relação ao crescimento. Estudos recentes têm procurado explicar quais fatores estão influenciando a elasticidade renda-pobreza nos países em desenvolvimento. Ravallion e Datt (1999), analisando as regiões da Índia, encontram que no setor não-agrícola há elasticidades renda-pobreza significativamente diferentes entre regiões e que as elasticidades são maiores nas regiões onde a produtividade agrícola, o padrão de vida no meio rural e a escolaridade são maiores.

Chen e Wang (2001) investigam a relação entre a pobreza, a renda e a desigualdade na China nos anos 90. A variação na pobreza foi decomposta em dois termos correspondendo a variação na renda média e a mudança na concentração de renda. Concluiu-se que o crescimento da renda reduziu significativamente a pobreza e a concentração contribuiu para aumentá-la. Outra conclusão foi que o crescimento econômico beneficiou relativamente os ricos. Especificamente, verificou-se que apenas a renda média dos 20% mais ricos cresceu mais do que a renda média total. Este último resultado é mais uma evidência de que a concentração da renda reduziu o efeito do crescimento sobre a pobreza.

Bourguignon (2002) estima a elasticidade renda-pobreza para um conjunto de países aproximando a distribuição da renda pela distribuição Log-normal. Ele mostra que, quanto maior a renda média e menor a concentração, maior é a elasticidade.

No Brasil, Barros e Mendonça (1997) estimam o efeito do crescimento econômico e da redução da desigualdade sobre a pobreza. Eles mostram que o impacto da redução da concentração de renda sobre a pobreza é significativamente maior do que o impacto do crescimento econômico.

Este capítulo está organizado da seguinte forma: na seção 2, é feita uma breve discussão a respeito das medidas de pobreza mais utilizadas em trabalhos empíricos; é apresentada a estrutura teórica para os testes empíricos e o modelo econométrico que estima os componentes das elasticidades renda-pobreza e concentração-pobreza. Na seção 3, serão

descritas as variáveis utilizadas nas estimações e suas respectivas fontes. Na seção 4, serão apresentados os principais resultados das estimações e decomposições da variação da pobreza. Na seção 5, serão apresentadas as considerações finais.

## 2. METODOLOGIA

### 2.1 MEDIDAS DE POBREZA

As medidas de pobreza normalmente encontradas na literatura podem ser classificadas em medidas monetárias e não-monetárias. As medidas não-monetárias definem pobreza como a não satisfação de necessidades básicas. Esta abordagem considera essencial o acesso a alguns bens que sem estes os indivíduos não gozariam de uma vida minimamente digna. Água potável, rede de esgoto, coleta de lixo, acesso ao transporte coletivo e educação são bens considerados imprescindíveis para que os indivíduos possam levar vidas saudáveis. Mesmo com alguma dificuldade, as Necessidades Básicas Insatisfeitas (NBI) são mensuráveis. Porém, há alguma arbitrariedade no cálculo do indicador, posto que é necessário estipular quais são as necessidades além de quantidades mínimas para as mesmas.

Existem outras medidas propostas que consideram a situação auto-avaliada, ou seja, como o indivíduo percebe sua própria situação social. Esta vertente, conhecida como abordagem das capacidades, define a pobreza relativamente à capacidade dos indivíduos de exercerem suas liberdades bem como de fazerem respeitar seus direitos e busca analisar as diferentes formas de distribuição e acesso aos recursos privados e coletivos. É importante enfatizar não apenas os direitos sociais, mas também os direitos civis e políticos (SEN, 1988). Um indicador de pobreza com estas características pode ser chamado de *relativo e subjetivo*, ao considerar o sentimento de pobreza percebido pelos indivíduos. Entretanto, quando o objetivo é comparar a pobreza entre países ou regiões esta percepção de pobreza pode produzir problemas de difícil solução ou insolúveis. A percepção da pobreza depende do que o indivíduo considera ser pobre. Este conceito pode ser diferente entre indivíduos de diferentes níveis sociais, regiões, escolaridade, etc.

As medidas monetárias estão presentes na maioria dos trabalhos sobre fome e pobreza no Brasil. No geral, trata-se de estudos que buscam aferir a pobreza e a fome através de indicadores de renda, ou daqueles que buscam associar esta variável a outras fontes de dados existentes.

Grossi, Silva e Takagi (2001) apresentam os principais métodos de mensuração da fome e pobreza. São eles:

a) Método da FAO:

A FAO propôs uma metodologia que permitisse aferir o problema em todos os países. A metodologia parte da disponibilidade de alimentos no país e calcula o número total de calorias per capita disponíveis (produção local menos o saldo comercial agrícola e estoques de alimentos). Em seguida, utiliza indicadores do consumo alimentar ou da própria distribuição de renda para estimar a desigualdade de acesso aos alimentos e obtém a porcentagem da população cujo consumo alimentar está abaixo das necessidades mínimas previamente definidas, consideradas pessoas subnutridas.

Segundo a própria FAO, o método tende a subestimar o número real de subnutridos do país, prestando-se mais para as comparações entre países e para avaliar a capacidade potencial da agricultura de cada país em alimentar sua população.

b) Método da insuficiência de renda

Esta metodologia é utilizada na maioria dos trabalhos realizados no Brasil e em organismos internacionais, tais como a Cepal e o Banco Mundial. Consiste, basicamente, na definição de uma linha de indigência e/ou pobreza, e calcular o número de famílias cuja renda é inferior a esta linha.

Os diferentes critérios de definição da linha de indigência/pobreza, de métodos de regionalização e de correção monetária é que causam as diferenças nos valores dos diversos estudos realizados. Entre os principais, destacam-se aqueles que definem a linha a partir de uma determinada renda, única para o país, geralmente como proporção do salário-mínimo, ou que partem da estrutura de consumo das famílias.

A definição da linha de pobreza como proporção do salário-mínimo tem como vantagem a praticidade e a transparência do cálculo. Como desvantagem, destacam-se a variação periódica do salário-mínimo. Além disso, efetivamente, o salário-mínimo nunca chegou a suprir as necessidades básicas dos trabalhadores. Outra desvantagem é o uso de um único valor de renda para o Brasil não considerando as diferenças nos custos de vida entre regiões, nem entre as áreas rurais e urbanas.

Alguns organismos internacionais que tem a necessidade de realizar estudos comparativos entre países e regiões passaram a calcular a medida de pobreza a partir de uma

linha de pobreza única para todos os países. O Banco Mundial calcula a proporção de pobres tomando como referência o valor de um dólar por dia, como forma de unificar a capacidade de compra em nível mundial através de uma mesma moeda. Entretanto, este método também apresenta alguns problemas relativos às taxas de câmbio praticadas em diferentes países. Um dólar na Argentina não garante obrigatoriamente o mesmo poder de compra de um dólar no Brasil ou em outro país.

Como uma alternativa aos métodos apresentados acima, a linha de indigência/pobreza definida pela estrutura de consumo consiste basicamente da definição de uma cesta básica de alimentos, de acordo com a estrutura de consumo e os preços regionais. Definindo-se o custo desta cesta, considera-se indigente a população cuja renda familiar per capita não alcance o valor desta cesta alimentar; e como pobres, as pessoas que não atingem a renda necessária para adquirir a cesta de alimentos mais os bens não alimentares básicos.

Rocha (2000) analisou os diversos estudos e metodologias que partem da estrutura de consumo para definir a linha de indigência e pobreza. Segundo a autora, existe uma série de passos que envolvem certas “arbitrariedades” até chegar à definição da população indigente e pobre. Estas arbitrariedades estão normalmente relacionadas com a composição e o custo da cesta de consumo.

Quando se trata de definir a linha de pobreza incluindo consumo de bens não alimentares, geralmente, estas despesas são estimadas como proporção das despesas alimentares. Em muitos casos, adota-se a proporção de 50% da despesa total (o que equivale a estimar que as despesas alimentares e não-alimentares têm a mesma proporção no gasto total da família), como faz a Cepal.

Para evitar os problemas proporcionados pelas diferenças regionais de custos do consumo, alguns trabalhos corrigem o valor da cesta por índice regionais de preços ou até mesmo se determinam cestas regionalizadas. Para contornar o problema do diferencial de consumo entre a população urbana e rural, outras soluções utilizadas são: reduzir pela metade os diferenciais observados por Rocha a partir do Endef (Maletta, 1998); ou adotar diferenciais fixos, como a Cepal (1989), que adota para as áreas rurais linhas de pobreza 25% mais baixas que as das áreas metropolitanas.

O estudo realizado pela Comissão de Estudos sobre Pobreza no Brasil, composta por técnicos do Ipea, Cepal e IBGE, calculou cestas alimentares baseadas na POF 1987/88 para as regiões metropolitanas. A metodologia foi bastante refinada, sendo que as famílias foram divididas em 160 grupos com percentis móveis. Os valores das LI para as demais áreas urbanas são calculadas por meio de uma média simples entre os valores das cestas para estas

áreas obtidas a partir do Endef e o valor das cestas metropolitanas calculadas, para cada região.

Comparar as medidas de pobreza no espaço produz os problemas que foram citados acima. Por sua vez, comparar as medidas de pobreza no tempo gera problemas adicionais. A atualização dos valores monetários das linhas de indigência e pobreza, segundo Rocha (2000), pode produzir diferenças consideráveis quando se escolhem métodos diferentes. Por exemplo: corrigir o valor da linha de pobreza pelo índice de preços de alimentação, pelo índice geral de preços ou por produto. Outro problema consiste na atualização monetária das despesas não alimentares, que geralmente não é feita: novamente, costuma-se estimar, após a deflação dos produtos alimentares, a proporção das despesas não alimentares.

Uma vantagem deste tipo de indicador é que ele facilita a comparação entre economias diferentes. Por exemplo, considerando a Linha de Indigência como sendo um dólar por dia e a linha de pobreza dois dólares por dia é possível saber a posição relativa dos países no quesito pobreza. Estes indicadores são importantes, porque ressaltam a falta de recursos necessários à reprodução do ser humano, até mesmo a física.

Devida a comparabilidade das medidas de pobreza baseadas em valores monetários, neste estudo serão utilizadas medidas que consideram pobres os membros de famílias com renda *per capita* inferior a uma determinada linha de pobreza. Esta medida é formalmente apresentada em termos dos parâmetros de uma função de distribuição de renda.

A distribuição da renda entre as famílias ou indivíduos pode ser representada por uma distribuição de frequência ou uma função densidade de probabilidade. Como toda distribuição de probabilidade teórica, a distribuição da renda depende dos seus parâmetros tais como a renda média, a variância e a medida de assimetria. Desta forma, denote a função de distribuição da renda por  $f(y)$ , onde  $y$  é o nível de renda do indivíduo. Esta  $f(y)$  será utilizada na definição das medidas de pobreza.

Com a função de distribuição da renda pode-se construir uma medida de pobreza muito comum em diversos trabalhos empíricos. Esta medida pertence à classe proposta por Foster, Greer e Thorbecke (1984) que são definidas a partir da seguinte expressão:

$$(1) \quad P_{\alpha} = \int_0^{LP} \left( \frac{LP - y}{LP} \right)^{\alpha} f(y) dy$$

onde, LP é a linha de pobreza.

A linha de pobreza é um valor de referência. Para determinar a linha de pobreza existem diversas abordagens. Alguns pesquisadores simplesmente utilizam o valor

correspondente a US\$1/dia ou US\$2/dia. Podendo também ser definida a linha de pobreza como um valor de referência determinado pela renda mínima suficiente para adquirir os bens necessários a sobrevivência ou para a aquisição de uma cesta de bens de primeira necessidade.

Da expressão (1) pode-se derivar diversas medidas de pobreza, sendo as mais utilizadas  $P_0$ ,  $P_1$  e  $P_2$ , para os valores de alfa = 0, 1 e 2, respectivamente. Fazendo-se o alfa igual a zero, tem-se a medida de incidência da pobreza que é simplesmente a razão entre o número de indivíduos vivendo em situação de pobreza e a população total, ou simplesmente, o percentual de pobres numa determinada economia. Esta será a medida utilizada neste estudo.

Detendo-se mais um pouco sobre a medida  $P_0$ , vê-se que a medida de pobreza depende exclusivamente dos parâmetros de  $f(y)$ . Uma variação em  $P_0$  pode ser resultado de uma variação na média e/ou nos demais parâmetros da distribuição. Considerando que a concentração de renda é função da variância e da assimetria de  $f(y)$ , pode-se definir  $f(y)$  como dependendo da renda média e da medida de concentração. Daí, o efeito do crescimento da renda média sobre a pobreza, elasticidade renda-pobreza, pode ser medido por:

$$(2) \quad \varepsilon = \frac{\partial P}{\partial \bar{y}} \frac{\bar{y}}{P} = \frac{\bar{y}}{P} \int_0^{LP} \left( f_{\bar{y}}(y) + f_G(y) \frac{dG}{d\bar{y}} \right) dy$$

onde,  $\bar{y}$  é a renda média,  $G$  é a medida de concentração da renda,  $f_{\bar{y}}(y)$  é a derivada da distribuição da renda em relação à  $\bar{y}$ ,  $f_G(y)$  é a derivada de  $f(y)$  em relação a  $G$ . Os valores de  $f_{\bar{y}}(y)$  dependem dos valores de  $y$ . A relação da concentração de renda e a renda média ( $dG/d\bar{y}$ ) é alvo de muito debate. Segundo Deininger e Squire (1998), no Brasil, a relação entre renda e desigualdade atende a hipótese do “U” invertido de Kuznets.

No sentido de permitir isolar os efeitos da variação da renda média e da concentração sobre a pobreza, por simplificação, assume-se que não existe relação significativa entre renda média e concentração. Nestes termos, a FIGURA 1, ilustra o deslocamento na  $f(y)$  provocado pela variação na renda média de  $Y_1$  para  $Y_2$ . De acordo com a FIGURA, a medida de pobreza no primeiro período corresponde à soma das áreas A+B. No segundo período, a medida de pobreza corresponde a área A. Desta forma o termo  $\int_0^{LP} f_{\bar{y}}(y) dy$  é a diferença entre as medidas de pobreza, ou seja, é a diferença  $A - (A+B) = -B < 0$ . Daí, conclui-se que há uma correlação negativa entre crescimento e pobreza e que a

elasticidade definida em (2) é negativa. Tendo em vista que não há qualquer relação entre  $P_0$  e  $\int_0^{LP} f_{\bar{y}}(y)dy$ , o valor absoluto da elasticidade deve ser relacionado negativamente com a pobreza. Além da medida de pobreza e da renda média, a elasticidade renda-pobreza depende da medida de desigualdade. Desde que o valor absoluto de  $\int_0^{LP} f_{\bar{y}}(y)dy$  é função decrescente da medida de concentração. Pela expressão (2) não se pode afirmar que a renda média tem efeito positivo ou negativo sobre a elasticidade. Tudo dependeria do segundo termo da expressão. Uma variação positiva da renda média poderia ser compensada por uma variação da integral.

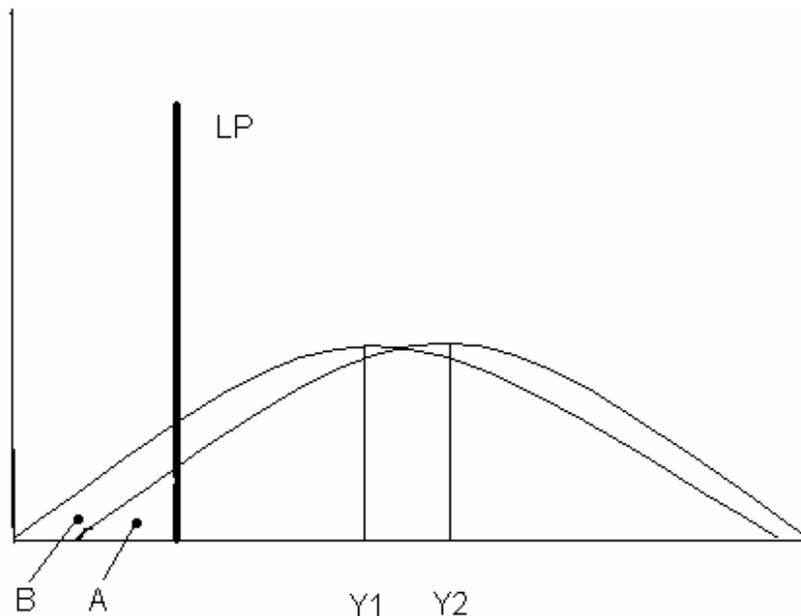


FIGURA 1 – EFEITO DE UM AUMENTO DA RENDA MÉDIA SOBRE A MEDIDA DE POBREZA

Para ilustrar o efeito da concentração sobre a elasticidade renda-pobreza, considere o diagrama apresentado na FIGURA 2. No diagrama,  $f_1$ ,  $f_2$  e  $f_3$ , são respectivamente, a distribuição original, a distribuição após a variação da renda média ( $Y_1$  para  $Y_2$ ) e a distribuição após a variação da renda média acompanhada de um aumento da concentração. Por  $f_1$ , inicialmente a medida de pobreza corresponde a soma das áreas  $(A+B+C+D)$ . Por  $f_2$ , a medida de pobreza no segundo período, após o aumento da renda média, é igual a soma  $B+D$ , então a variação na pobreza seria  $(B+D)-(A+B+C+D) = -(A+C)$ .

Considerando  $f_3$ , a medida de pobreza no segundo período seria  $(C+B)$ , daí a variação na pobreza seria  $-(A+D)$ . Considerando que a área  $C$  é maior que a área  $D$ , conclui-se que o efeito da renda sobre a pobreza é reduzido pelo aumento da desigualdade.

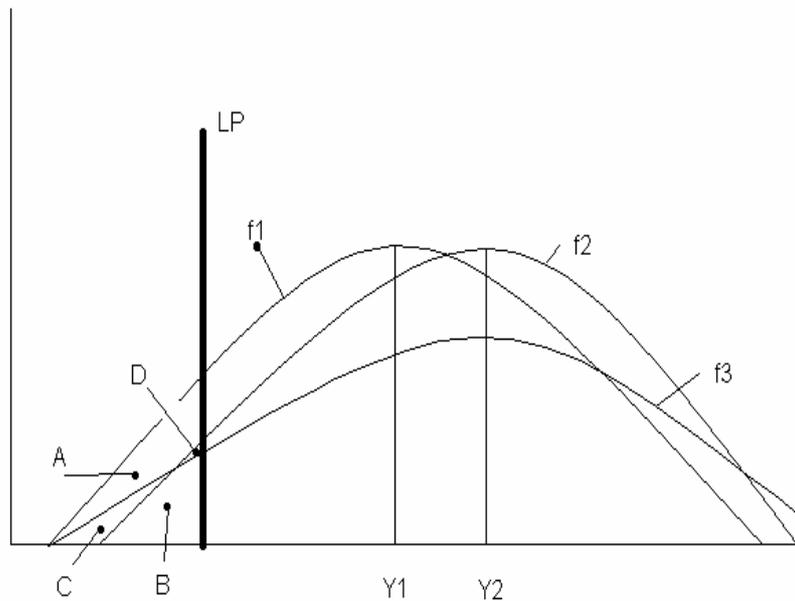


FIGURA 2 – EFEITO DE UM AUMENTO DA RENDA SEGUIDO DE UM AUMENTO DA CONCENTRAÇÃO DA RENDA SOBRE A MEDIDA DE POBREZA

Pelo exposto acima, em valor absoluto, a elasticidade renda-pobreza deve ter relação crescente com a renda e decrescente com a desigualdade.

A definição da elasticidade concentração-pobreza também utiliza a função de distribuição da renda  $f(y)$ , assumindo a seguinte forma

$$(3) \quad \eta = \frac{\partial P}{\partial G} \frac{G}{P} = \frac{G}{P} \int_0^{LP} \left( f_{\bar{y}}(y) \frac{d\bar{y}}{dG} + f_G(y) \right) dy.$$

O efeito da variação da desigualdade sobre a pobreza pode ser ilustrado. Na FIGURA 3, as curvas  $f_1$  e  $f_2$  representam a distribuição de renda antes e depois do aumento da dispersão mantendo-se a mesma média  $Y$ . De acordo com  $f_1$ , a medida de pobreza corresponderia a soma  $C+B$ . Considerando  $f_2$ , a incidência de pobreza seria a soma das áreas  $A+B+C$ . Daí, se conclui que a concentração tem uma relação positiva com a pobreza. A elasticidade concentração-pobreza é negativamente relacionada com a renda. Um aumento da

concentração da renda em uma economia de baixa renda média, eleva relativamente mais a pobreza.

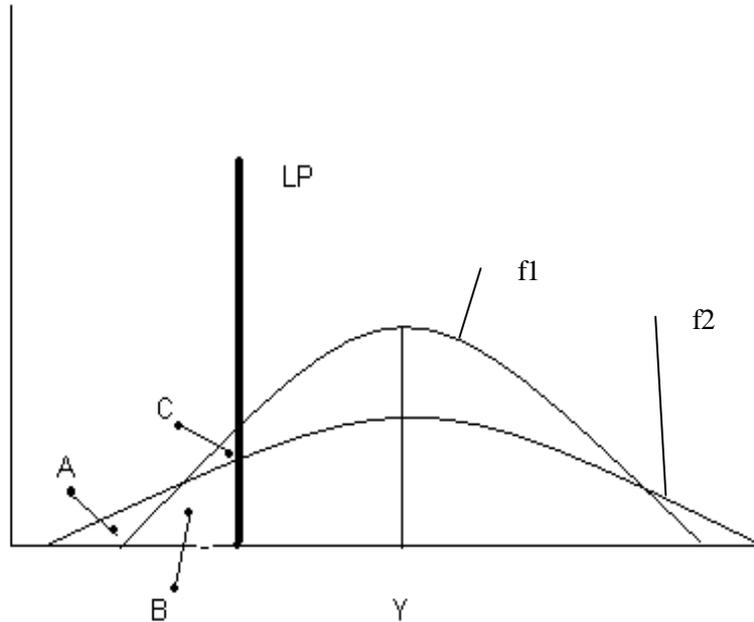


FIGURA 3 – EFEITO DO AUMENTO DA CONCENTRAÇÃO DA RENDA SOBRE A POBREZA

Para estimar estas elasticidades para os estados brasileiros, serão utilizados dados de incidência da pobreza ( $P_0$ ), renda média mensal em reais de 1999 ( $y$ ) e índice de desigualdade de renda de Gini ( $G$ )<sup>1</sup>. Para permitir que as elasticidades estimadas possam variar entre as economias e variar no tempo e que sejam funções da renda e da desigualdade, propõe-se o seguinte modelo econométrico

$$(4) \quad \ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta_1 \ln(y_{it}) + \beta_2 \ln(G_{it}) + \beta_3 \ln(y_{it})^2 + \beta_4 \ln(y_{it}) \ln(G_{it}) + e_{it}$$

onde,  $\alpha_i$  são os efeitos não observados associados a cada estado. Estes efeitos podem ser fixos, aleatórios ou efeito comum. Este último, ocorreria quando a diferença entre os  $\alpha_i$  fosse estatisticamente insignificante. O componente  $e_{it}$  é um termo aleatório com média zero e variância constante. O subscrito “i” e “t” correspondem ao estado e ao período de tempo da observação, respectivamente.

<sup>1</sup> Para maiores informações a respeito de medidas de desigualdade de renda ver Litchfield (1999)

Considerando a possibilidade de relação significativa entre a renda média e a concentração de renda deve-se observar a possibilidade de colinearidade entre as duas variáveis. Entretanto, desde que não haja uma dependência linear entre as duas variáveis elas poderão ser incluídas no modelo econométrico sugerido.

A estimação do modelo econométrico proposto acima será feita conforme a metodologia aplicada a dados em painel que é discutida no capítulo anterior na seção 2.5.

De acordo com a equação (4), a elasticidade renda-pobreza terá a forma  $\varepsilon_{it} = \beta_1 + 2\beta_3 \ln(\bar{y}_{it}) + \beta_4 \ln(G_{it})$  e elasticidade concentração-pobreza será  $\eta_{it} = \beta_2 + \beta_4 \ln(\bar{y})$ . Espera-se que  $\varepsilon_{it}$  seja negativo e que  $\eta_{it}$  seja positivo.

Outras especificações serão testadas e comparadas com o modelo proposto. Serão estimados desde o modelo loglinear até o modelo translog.

Uma das vantagens de se definir a medida de pobreza como em (1) é o fator que a variação da  $P_0$  pode ser decomposta facilmente em dois termos: variação devido ao crescimento econômico e a variação devido a desigualdade de acordo com Datt e Ravallion (1992). Esta decomposição será apresentada com mais detalhes na seção posterior.

## 2.2 DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO NA MEDIDA DE POBREZA

De acordo com a figura 3, a variação da medida de pobreza pode ser decomposta em dois termos. O primeiro termo resultante da mudança da renda média correspondente à área  $-(A+C)$  e, o segundo termo, resultante da variação da desigualdade correspondente à área  $(C-D)$ . Desde que se tenham as informações sobre os parâmetros da distribuição, é possível medir estas variações. Para este fim, denote  $P = P_t(y_t, G_t)$ , a medida de pobreza no período  $t$  como função da renda média e da medida de desigualdade no mesmo período.

Um dos métodos de decomposição da variação da pobreza foi proposto por Kakwani (1990) e utilizado por Datt and Ravallion (1992)<sup>2</sup>. Nele a variação total na pobreza entre dois períodos é definida como

$$(5) \quad \Delta P_t = P_{t+1}(\bar{y}_{t+1}, G_{t+1}) - P_t(\bar{y}_t, G_t).$$

<sup>2</sup> Nos trabalhos citados, a medida de concentração utilizada foi o índice L de Theil.

A expressão (5) pode ser definida em termos das medidas de pobreza intermediárias e de um resíduo da seguinte forma

$$(6) \quad \Delta P_t = P(\bar{y}_{t+1}, G_t) - P(\bar{y}_t, G_t) + P(\bar{y}_t, G_{t+1}) - P(\bar{y}_t, G_t) + r,$$

onde,  $P = P(y_{t+1}, G_t)$  é a medida de pobreza intermediária associada à combinação da renda média do final do período com a concentração do início do período amostral;  $P = P(y_t, G_{t+1})$  é a medida de pobreza resultante da associação da renda média do início do período com a concentração do final do período. Nesta especificação existe um resíduo por que o índice de pobreza não é aditivamente separável entre a renda média e a concentração. Datt and Ravallion (1992) interpretam este resíduo como a diferença entre o componente do crescimento avaliado no valor inicial da concentração de renda e a componente redistribuição avaliada na condição inicial de renda.

A decomposição efetuada neste capítulo será realizada a partir das elasticidades estimadas. Será calculada a variação estimada da pobreza resultante da variação observada na renda média considerando-se o valor médio da elasticidade no período amostral e mantendo-se a medida de concentração constante e igual à medida inicial. O mesmo processo é efetuado fazendo variar a medida de concentração e mantendo-se constante a renda média em seu valor inicial.

### 3. DADOS AMOSTRAIS

Na estimação das elasticidades da renda-pobreza dos estados brasileiros no período entre 1985 e 1999, serão utilizadas as seguintes variáveis apresentadas na tabela abaixo

TABELA 1- RELAÇÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NAS ESTIMAÇÕES

VARIÁVEL	DESCRIÇÃO
$P_0$	Medida de Pobreza definida pela expressão (1) para alfa=0
$\bar{y}$	Renda Média Mensal
G	Índice de Concentração de Renda de Gini

\* Todas as variáveis foram obtidas de Cossio (2002)

A medida de pobreza foi calculada pelo IPEA<sup>3</sup> baseada numa linha de pobreza referente aos custos de uma cesta alimentar, regionalmente definida, que contemple as necessidades de consumo calórico mínimo de um indivíduo. A linha de pobreza é construída a partir das informações regionalizadas das cestas de consumo e dos preços médios por grupos de alimentos. Essas informações são extraídas da Pesquisa de Orçamentos Familiares, realizada em 1987, multiplicadas pelo fator de correção do consumo calórico familiar estabelecido pela Cepal e ajustadas para a estrutura de preços relativos de cada ano.

A renda usada é a renda domiciliar per capita, a qual é definida como a soma dos rendimentos de todas as fontes de todos os membros do domicílio dividida pelo número de membros do domicílio.

As variáveis foram calculadas a partir dos micros dados da Pesquisa Nacional por Amostragem Familiar – PNAD do IBGE.

TABELA 2 – MÉDIAS E DESVIOS-PADRÃO DAS VARIÁVEIS UTILIZADAS NAS ESTIMAÇÕES

ESTADO	POBREZA		RENDA MÉDIA		GINI	
	MÉDIA	DESVIO	MÉDIA	DESVIO	MÉDIA	DESVIO
RO	31.08	9.08	299.92	62.29	0.54	0.03
AC	38.46	7.89	280.77	47.45	0.57	0.03
AM	40.33	9.22	243.23	51.69	0.55	0.03
RR	20.45	9.21	358.31	77.32	0.50	0.05
PA	47.62	6.18	214.15	31.41	0.58	0.03
AP	34.77	11.23	247.54	49.46	0.51	0.06
MA	70.92	5.28	106.54	19.41	0.57	0.03
PI	72.49	7.85	107.62	22.01	0.62	0.03
CE	65.57	7.70	138.23	24.98	0.63	0.02
RN	60.05	7.77	161.31	30.27	0.60	0.02
PB	63.64	8.98	156.92	38.63	0.64	0.04
PE	61.30	5.97	163.62	20.88	0.60	0.02
AL	65.25	6.21	145.62	26.49	0.60	0.03
SE	59.18	6.97	167.54	26.54	0.60	0.03
BA	62.35	6.00	157.62	17.56	0.62	0.02
MG	32.92	6.95	239.69	35.93	0.59	0.02
ES	33.72	9.47	252.31	46.83	0.61	0.03
RJ	27.45	6.54	378.69	52.81	0.59	0.03
SP	17.90	4.14	410.31	56.78	0.53	0.01
PR	35.23	6.68	272.77	44.54	0.58	0.01
SC	26.22	7.24	301.92	47.02	0.54	0.02
RS	28.74	6.19	331.69	43.76	0.57	0.02
MS	28.99	7.38	259.69	35.80	0.57	0.03
MT	30.41	7.29	253.92	50.47	0.58	0.03
GO	31.45	6.68	251.77	39.28	0.59	0.03

<sup>3</sup> Conforme o Boletim de Políticas Sociais - Acompanhamento e Análise – Agosto de 2002 – nº 05 – anexo estatístico – Diretoria de Estudos Sociais - IPEA

De acordo com a TABELA 2, os estados maiores medidas de pobreza são PI, MA, CE, BA, AL, PB, PE, RN e SE, todos do Nordeste. Os estados com menores incidências de pobreza são SP, RR, RJ, SC, RS, MS, MT, RO, GO, MG, ES, AC, AM e PA, em ordem crescente. Em média, observa-se uma relação negativa entre renda média e pobreza. O coeficiente de variação da renda média, da pobreza e do Gini, respectivamente, são 0,39, 035 e 0,06. Em geral, os estados com maior renda têm menor Gini e medida de pobreza.

#### 4. RESULTADOS

Nesta seção serão apresentados os principais resultados das estimações das elasticidades e da decomposição da variação da pobreza. Inicialmente serão apresentados os resultados da estimação do modelo que permite o cálculo da elasticidade renda-pobreza para os estados brasileiros.

##### 4.1 ESTIMAÇÃO DA ELASTICIDADE DA RENDA E DA CONCENTRAÇÃO SOBRE A POBREZA DOS ESTADOS BRASILEIROS

A partir de uma amostra composta pelas observações das medidas de incidência de pobreza, renda familiar média e índice de desigualdade de Gini para 25 estados brasileiros nos anos entre 1985 e 1999, foram estimados os coeficientes do modelo referente à equação (4). Além dos coeficientes das variáveis da equação (04), foram estimados outros quatro modelos. Inicialmente foi estimado um modelo mais simples com apenas duas variáveis explicativas e, posteriormente, foram estimados os modelos mais complexos. Ao final estimou-se o modelo translog. O objetivo da estimação dos modelos alternativos é verificar se outras combinações das variáveis explicativas produziram um resultado superior à combinação proposto pelo modelo (04). Após as estimações foram realizados testes para verificar qual das especificações é a mais adequada e se ajustam melhor aos dados. Na TABELA 3, encontram-se os coeficientes dos vários modelos estimados.

Para definir o método de estimação foi feito o teste de Hausman. A estatística do teste é igual a 40,39. Desta forma, ao nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese de consistência do estimador com efeito fixo. De acordo com o teste de Breusch e Pagan aceita-se, ao nível de significância de 5%, a presença de efeito aleatório. A estatística do teste é igual a 47,38. Os testes citados acima são apresentados na seção 2.5 do capítulo 2.

TABELA 3 – RESULTADOS DAS REGRESSÕES: VARIÁVEL DEPENDENTE  $\ln(P_0)$ 

MODELO	$\ln(Y)$	$\ln(G)$	$\ln(Y)\ln(G)$	$\ln(Y)^2$	$\ln(G)^2$	$R^2$	$R^2$ AJUST
01	-1,04* (0,00)	1,96* (0,00)				0.90	0.90
02	5,71* (0,00)	1,84* (0,00)	-0,63* (0,00)			0.94	0.93
03	5,52* 0,00	-0,70 0,42		-0,61* 0,00	-2,19* 0,03	0.94	0.94
04	5,21* (0,00)	-11,17* (0,00)	2,40* (0,00)	-0,46* (0,00)		0.95	0.95
05	5,26* (0,00)	-10,97* (0,00)	-0,46* (0,00)	2,53* (0,00)	0,75 (0,31)	0.95	0.95

\* Coeficiente aceito ao nível de significância de 5%. Todos os modelos foram estimados com efeito aleatório e as variâncias e covariâncias tiveram correção da heterocedasticidade, pelo método de White. Os valores entre parêntesis correspondem ao Valor-P (nível de significância) dos coeficientes.

Foram estimados cinco modelos que permitissem calcular a elasticidade renda-pobreza dos estados brasileiros. O primeiro modelo estimado foi o mais simples contendo apenas duas variáveis explicativas. Os resultados mostram que os regressores têm um elevado poder de explicação da variância do regressando. Entretanto, as elasticidades que resultam desta estimação são constantes ao longo do período e não dependem da renda média e da concentração da renda como foi visto na seção da metodologia.

O segundo modelo apresenta um ajustamento superior ao primeiro, entretanto, neste a elasticidade renda-pobreza não dependeria da renda média e a elasticidade concentração-pobreza não dependeria do Gini. Note ainda que nos dois primeiros modelos, os sinais dos coeficientes coincidem com o esperado. Sendo o coeficiente da renda negativo e o coeficiente da desigualdade positivo.

No terceiro modelo estimado, foi incluído entre as variáveis explicativas o quadrado do logaritmo da renda. O coeficiente desta variável é significativo, entretanto esta inclusão introduz alguns problemas. A significância do logaritmo do gini é prejudicada e, desta forma, a relação estimada entre a concentração de renda e a pobreza seria negativa, o que contradiz a relação teórica entre as variáveis.

No quarto modelo, que corresponde à equação (04), os coeficientes são significativos e as relações estimadas coincidem com as relações esperadas.

No último modelo estimado, o coeficiente do quadrado logaritmo do Gini não é significativo. A inclusão desta última variável alterou o sinal dos coeficientes do produto dos logaritmos da renda e do Gini e do quadrado do logaritmo do Gini.

Para definir qual dos modelos estimados será utilizado para o cálculo das elasticidades, foram realizados testes baseados na estatística F conforme apresentado na seção 2.5 do capítulo anterior. De acordo com estes testes o modelo 4 é aceito como o que proporciona o melhor ajustamento entre os modelos estimados. O teste do modelo 4 contra o modelo 3 é igual a 3,43; o teste do modelo 4 contra o modelo 2 é igual a 4,07 e o teste do modelo 4 contra o modelo 5 é igual a 0,09.

Neste sentido, para estimar as elasticidades renda-pobreza considera-se o resultado do modelo 4. Além disto, pelo que foi exposto na seção 2, os modelos escolhidos deveriam ser aqueles que permitissem a elasticidade renda-pobreza variar com a renda média e com a desigualdade.

TABELA 4 – ELASTICIDADE RENDA-POBREZA DOS ESTADOS

ESTADO	1985	1992	1999
RO	-1,75	-1,18	-1,38
AC	-1,37	-1,13	-1,20
AM	-1,19	-0,96	-1,03
RR	-1,63	-1,60	-1,56
PA	-1,09	-1,05	-1,05
AP	-1,44	-1,68	-1,15
MA	-0,45	-0,54	-0,60
PI	-0,10	-0,32	-0,52
CE	-0,37	-0,49	-0,63
RN	-0,43	-0,52	-0,86
PB	-0,36	-0,65	-0,81
PE	-0,70	-0,65	-0,78
AL	-0,65	-0,58	-0,71
SE	-0,73	-0,73	-0,79
BA	-0,60	-0,64	-0,75
MG	-0,91	-1,04	-1,22
ES	-1,00	-1,07	-1,24
RJ	-1,35	-1,44	-1,64
SP	-1,59	-1,63	-1,74
PR	-1,09	-1,29	-1,33
SC	-1,25	-1,40	-1,59
RS	-1,36	-1,50	-1,51
MS	-1,21	-1,03	-1,27
MT	-1,13	-1,32	-1,29
GO	-0,97	-1,08	-1,01

De acordo com o resultado apresentado na TABELA 3, as elasticidade renda-pobreza dos estados brasileiros são apresentadas na TABELA 4. Para melhor visualizar a tendência da elasticidade de cada estado, os valores foram plotados na FIGURA 4.

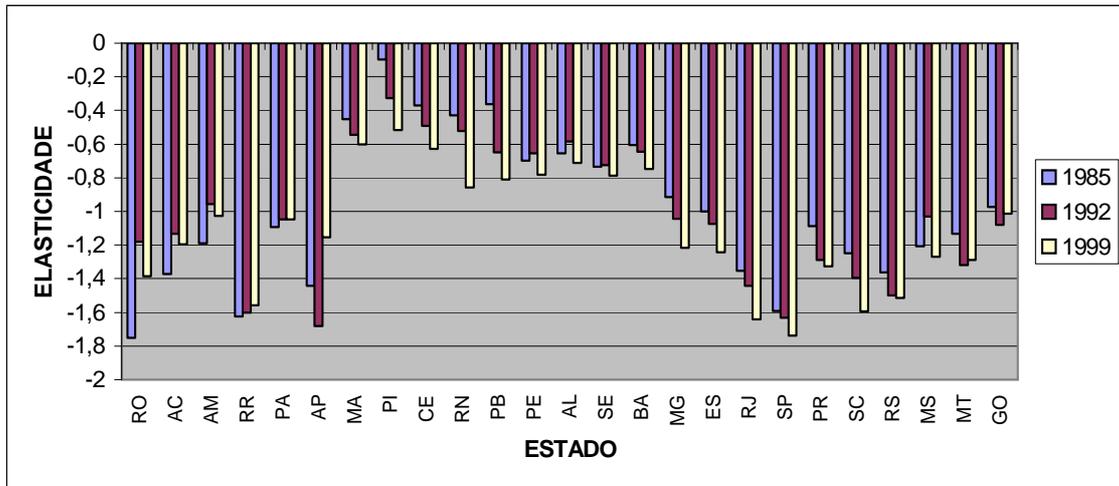


FIGURA 5 – ELASTICIDADES RENDA-POBREZA DOS ESTADOS BRASILEIROS

De acordo com a FIGURA 5, pode-se observar que o valor absoluto da elasticidade renda-pobreza aumentou em quase todos os estados. Nota-se ainda que o valor absoluto da elasticidade nos estados do nordeste é menor que nas outras regiões. No geral, percebe-se que os estados que tiveram redução na elasticidade renda-pobreza foram Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima e Amapá, todos da região Norte. Em 1999, a maior elasticidade é do estado de São Paulo (-1,74), seguida pela elasticidade do Rio de Janeiro (-1,64). Nestes estados, o crescimento econômico é mais efetivo no combate à pobreza. Deve-se salientar que este resultado se deve ao fato destes serem estados relativamente ricos e com baixa concentração de renda. O estado com menor elasticidade é o Piauí (-0,52), seguido pelo Maranhão (-0,60). Deve ser observado também que apenas nos estados nordestinos a elasticidade é menor que um. Este resultado confirma a afirmação teórica de que a elasticidade renda-pobreza é menor nas economias com menor renda média e onde a incidência de pobreza é maior.

Utilizando os coeficientes estimados, calculou-se as medidas de elasticidade da concentração em relação a pobreza para os anos de 1985, 1992 e 1999. Os valores calculados encontram-se na TABELA 5.

TABELA 5 – ELASTICIDADE CONCENTRAÇÃO-POBREZA DOS ESTADOS

ESTADO	1985	1992	1999
RO	2,67	1,73	2,43
AC	2,32	2,01	2,46
AM	1,89	1,34	1,51
RR	2,56	2,13	2,41
PA	1,75	1,21	1,64
AP	1,86	1,16	1,73
MA	-0,18	0,26	0,77
PI	-0,11	0,16	0,80
CE	0,53	0,55	1,14
RN	0,60	0,97	1,52
PB	1,33	0,53	1,85
PE	0,91	0,86	1,42
AL	0,64	0,86	1,10
SE	0,83	1,15	1,58
BA	0,93	0,83	1,19
MG	1,57	1,63	2,12
ES	1,85	1,51	2,27
RJ	2,59	2,62	3,03
SP	2,67	2,57	3,09
PR	1,82	1,70	2,46
SC	1,86	2,33	2,58
RS	2,38	2,45	2,82
MS	1,85	1,84	2,16
MT	1,68	1,32	2,13
GO	1,63	1,83	2,11

Para facilitar a visualização da trajetória das elasticidades, os valores calculados foram plotados em forma de gráfico na FIGURA 6.

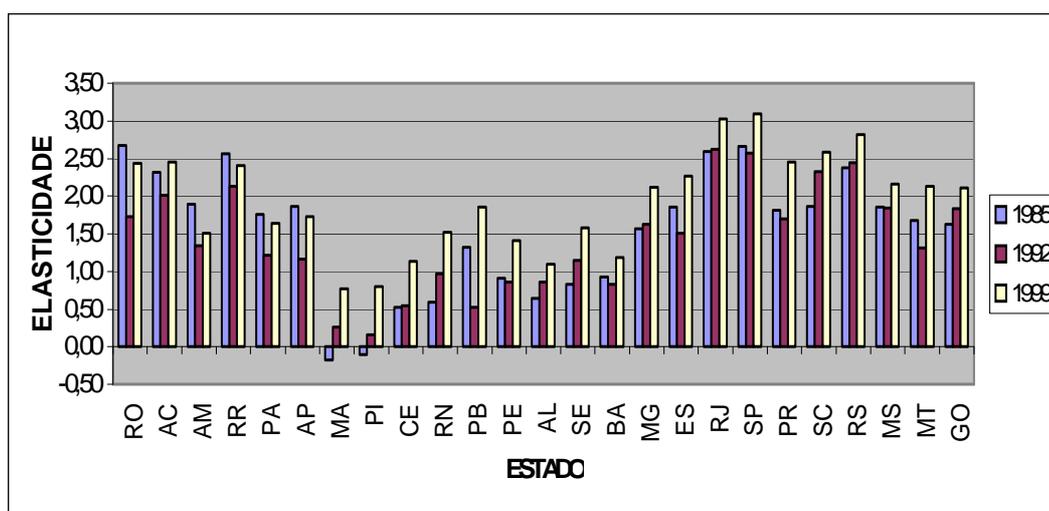


FIGURA 6 - ELASTICIDADES CONCENTRAÇÃO-POBREZA DOS ESTADOS BRASILEIROS

De acordo com a FIGURA 6, as elasticidades concentração-pobreza reproduzem as posições relativas das elasticidades renda-pobreza dos estados na maioria dos casos. Nota-se o aumento do valor na maioria dos estados, com exceção dos estados do Norte. Os valores são crescentes com a renda média dos estados. Os estados nordestinos apresentam os menores valores e, entre eles, no ano de 1985, PI e MA apresentam elasticidades negativas. Este resultado sugere que, naquele ano, uma redução da desigualdade aumentaria o número de pobres naqueles dois estados. Isto ocorreria devido ao baixíssimo nível de renda. É evidente que a melhor distribuição da renda nestes estados diminuiria a medida P1.

#### 4.2 COMPARAÇÃO DAS ELASTICIDADES ESTIMADAS

Suponha que, no prazo de 10 anos, todos os estados tenham como objetivo reduzir a incidência de pobreza ao nível de um determinado estado de referência. Para que a referência seja uma situação viável, considere, em cada região, o estado com menor medida de pobreza em 1999. Neste ano, os estados de Roraima (26,7), Rio Grande do Norte (51,4), São Paulo (17,5), Santa Catarina (20,4) e Mato Grosso (23,3) são, respectivamente, os estados com menor medida de pobreza nas regiões Norte, Nordeste, sudeste, Sul e Centro-Oeste.

Na TABELA 6, são apresentados os resultados de duas simulações. A primeira responde o quanto a renda média deveria aumentar, mantendo-se fixa concentração de renda, para se alcançar o objetivo acima definido. A segunda simulação responde o quanto a concentração de renda deveria ser reduzida, mantida a atual renda média, para se alcançar o mesmo objetivo.

De acordo com as estimativas, os estados teriam que crescer em média 1,75% ou reduzir a concentração em 1,06% ao ano. Entre os estados do Norte estão as maiores taxas de variação necessárias. O crescimento necessário da renda seria de 2,62% e a redução da desigualdade de 1,63%. No Nordeste, a variação da renda seria de 1,78% e a variação da concentração deveria ser -1,15%. No Sudeste, a taxa de crescimento anual da renda seria de 2,02% ou uma taxa de redução da desigualdade de 1,13%. No Centro-Oeste encontram-se as menores taxas de variações necessárias. A taxa de variação da renda é de 1,23 e a taxa de redução do gini seria de 0,66%. Este resultado se deve à pouca distância da medida de pobreza do estado de referência (MT) e dos demais estados desta região. No Sul, as variações necessárias também são relativamente pequenas: 1,23% para a renda média e -0,66% para a concentração.

TABELA 6 – VARIAÇÕES NECESSÁRIAS PARA A REDUÇÃO DA POBREZA

ESTADO	VARIAÇÃO	
	RENDA MÉDIA	CONCENTRAÇÃO
RO	0.86%	-0.49%
AC	3.16%	-1.54%
AM	4.43%	-3.01%
RR	0.00%	0.00%
PA	4.07%	-2.60%
AP	3.17%	-2.12%
N	2.62%	-1.63%
MA	3.71%	-2.92%
PI	4.12%	-2.67%
CE	1.98%	-1.09%
RN	0.00%	0.00%
PB	0.37%	-0.16%
PE	1.52%	-0.84%
AL	2.08%	-1.34%
SE	0.77%	-0.38%
BA	1.44%	-0.91%
NE	1.78%	-1.15%
MG	2.80%	-1.61%
ES	2.51%	-1.38%
RJ	0.76%	-0.41%
SP	0.00%	0.00%
SE	2.02%	-1.13%
PR	2.48%	-1.34%
SC	0.00%	0.00%
RS	1.21%	-0.65%
S	1.23%	-0.66%
MS	0.85%	-0.50%
MT	0.00%	0.00%
GO	1.35%	-0.65%
CO	0.73%	-0.38%
MÉDIA	1.75%	-1.06%

Como foi observada anteriormente, em média, a variação necessária na renda foi maior que o valor absoluto da variação da concentração. Entretanto, isto não significa que a melhor estratégia para a redução da pobreza é reduzir a concentração. O custo de se aumentar a renda em um ponto percentual provavelmente não é igual ao custo de se reduzir a concentração na mesma magnitude. Além disto, este custo deve variar entre estados e no tempo.

Deve-se notar também que a simulação foi feita utilizando os valores das elasticidades em 1999. É provável que se fossem utilizadas as elasticidades dos anos de 1985 ou de 1992 a conclusão da simulação fosse diferente. Desta forma, a adoção de políticas voltadas para promover apenas o crescimento econômico fossem justificadas pela sua eficiência relativa em reduzir a pobreza.

#### 4.3 DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DA INCIDÊNCIA DE POBREZA

Como demonstrado na expressão (6), a variação na medida de pobreza pode ser decomposta em dois termos resultantes do crescimento e da variação concentração da renda. As medidas resultantes desta decomposição não correspondem exatamente à variação observada, sendo uma aproximação do efeito de cada variável explicativa da pobreza.

Na TABELA 7 estão os resultados da decomposição. As colunas DY referem-se a variação devido ao crescimento e as colunas DG referem-se a variação devido à concentração da renda. Nas duas últimas colunas estão as porcentagens de cada termo na variação total da pobreza.

TABELA 7 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIAÇÃO DA INCIDÊNCIA DE POBREZA

ESTADO	VARIAÇÃO		%	
	DY	DG	DY	DG
RO	2,94	4,76	38,18%	61,82%
AC	-2,52	8,52	22,83%	77,17%
AM	10,05	0,00	100,00%	0,00%
RR	3,26	0,00	100,00%	0,00%
PA	2,41	0,00	100,00%	0,00%
AP	3,50	4,66	42,89%	57,11%
NORTE	3,27	2,99	52,26%	47,74%
MA	-15,22	2,74	84,74%	15,26%
PI	-14,70	-0,20	98,66%	1,34%
CE	-7,45	0,00	100,00%	0,00%
RN	-20,73	-1,12	94,87%	5,13%
PB	-7,54	-4,16	64,44%	35,56%
PE	-11,46	3,88	74,71%	25,29%
AL	-8,98	4,32	67,52%	32,48%
SE	-19,51	10,84	64,28%	35,72%
BA	-4,35	-0,92	82,54%	17,46%
NORDESTE	-10,42	1,71	85,91%	14,09%
MG	-12,05	-2,28	84,09%	15,91%
ES	-7,30	-1,87	79,61%	20,39%
RJ	-11,07	-4,58	70,73%	29,27%
SP	-8,80	1,08	89,07%	10,93%
SUDESTE	-9,81	-1,91	83,68%	16,32%
PR	-17,07	1,27	93,08%	6,92%
SC	-19,38	-1,52	92,73%	7,27%
RS	-9,87	1,38	87,73%	12,27%
SUL	-15,44	0,38	97,62%	2,38%
MS	-5,73	2,08	73,37%	26,63%
MT	-9,79	0,86	91,92%	8,08%
GO	-11,20	6,21	64,33%	35,67%
C-OESTE	-8,91	3,05	74,49%	25,51%

Pelo exposto na TABELA 7, na região Norte, o aumento da pobreza foi explicado pela redução da renda média e do aumento da desigualdade nos estados de RO e AP. Nestes, o efeito do aumento da desigualdade foi superior ao efeito da queda na renda. Nos estados de AM, RR e PA, a pobreza aumentou exclusivamente pela queda na renda. Por sua vez, no AC o efeito do aumento da renda foi insuficiente para compensar o aumento da desigualdade. A queda na renda explica 52,26% do aumento da pobreza.

Na região nordestina, 85,91% da variação da pobreza é explicada pela variação da renda. O crescimento da renda foi suficiente para reduzir a pobreza nos estados de MA, CE, PE, AL e SE. Entretanto, o efeito do crescimento econômico foi reduzido pelo aumento da desigualdade. Nos estados do PI, RN, PB e BA houve crescimento da renda e redução da concentração. Mesmo assim, o crescimento explica proporcionalmente mais a redução da pobreza.

Entre os estados do Sudeste, o efeito do crescimento foi amplificado pela redução da concentração, com exceção de SP. Proporcionalmente, o crescimento econômico foi responsável por 83,68% da redução da pobreza.

No Sul, a concentração de renda contribuiu para reduzir a pobreza apenas em SC. No PR e RS, o crescimento econômico teve seu efeito contrabalançado pelo aumento da desigualdade.

Em nenhum dos estados do Centro-Oeste houve redução da pobreza explicada pela desconcentração da renda. O crescimento econômico foi suficiente para reduzir a pobreza em 5% , aproximadamente.

A redução da pobreza, em média, foi influenciada mais pelo crescimento da renda do que pela redução da concentração. Este resultado em parte se deve a pequena variância do indicador de concentração que se manteve quase constante no período.

Deve-se observar que as medidas acima apresentadas são estimações do efeito da renda e do coeficiente de Gini sobre a pobreza. É evidente que existe uma parte da variação da pobreza que não é explicada pelo comportamento de cada variável isoladamente. Entretanto, em média, o resíduo gerado foi igual a 0,5. Este valor corresponde a 7,11% da média da variação da medida de pobreza.

## **5. CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Entre os vários objetivos possíveis de um planejador econômico, a redução da pobreza, com certeza, ocupa um lugar de destaque. Principalmente, considerando que, apesar

do aumento da capacidade em gerar riqueza, em certas economias a incidência da pobreza se mostra um fenômeno persistente.

Neste capítulo foram estimadas as elasticidades renda-pobreza dos estados brasileiros. Pode-se observar que entre os estados da região Norte o valor da elasticidade diminuiu entre 1985 e 1999. Nos demais estados, esta elasticidade aumentou. Em geral, entre os estados da região Nordeste esta elasticidade é menor que 1. Portanto, nesta região a redução da pobreza por meio do crescimento econômico é relativamente mais lenta que nas demais.

De acordo com a simulação realizada na subseção 4.2, uma determinada redução na pobreza seria conseguida com uma variação na concentração de renda do menor do que com uma variação da renda média. Isto indica que, se o custo de reduzir 1% da concentração de renda for igual ao custo de aumentar a renda em 1%, a redução da concentração seria o mecanismo mais eficaz para reduzir a pobreza. Neste sentido, seriam necessários estudos adicionais para verificar a eficiência das políticas governamentais em reduzir a concentração e/ou aumentar a renda. É evidente que os dois processos não são excludentes. O crescimento econômico pode ser acompanhado pela redução da desigualdade.

Decompondo a variação da pobreza ocorrida no período entre 1985 e 1999. Pode-se observar que em todos os estados do Norte o efeito da concentração de renda superou o efeito da variação da renda. Nas demais regiões, o efeito da renda superou o efeito da concentração. Isto demonstra que o crescimento da renda tem sido a estratégia preferida para combater a pobreza nos estados.

Finalmente, pelo que se pode observar, nos estados em que a pobreza é mais intensa, os meios para combatê-la são mais escassos. A baixa renda média e a elevada concentração reduzem a elasticidade renda-pobreza. O efeito direto da distribuição de renda também é menor nas economias com renda média mais baixa. Na verdade, onde a renda média é menor existem menos recursos a serem distribuídos e, portanto, o efeito desta distribuição sobre a pobreza é, evidentemente, menor. Neste sentido, a pobreza só poderia ser rapidamente reduzida nas regiões mais carentes por meio de uma transferência de renda. No entanto, é provável que em determinadas regiões a distribuição de renda pode ter um efeito positivo sobre o crescimento econômico e seja capaz de acelerar o processo de combate à pobreza. Em determinadas regiões existe a ociosidade e a concentração de recursos produtivos. Este fato, por si só, pode contribuir para aumentar a concentração de renda e reduzir a capacidade produtiva.

## REFERÊNCIAS

- BARROS, Ricardo Paes, HENRIQUES, Ricardo e MENDONÇA, Rosane, “A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil”, IPEA: Texto para discussão nº 800, Rio de Janeiro, 2001.
- BARROS, Ricardo Paes de e MENDONÇA, Rosane, 1997, “O Impacto do Crescimento Econômico e de Reduções no Grau de Desigualdade sobre a Pobreza”, Rio de Janeiro, TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 528 – IPEA
- BOURGUIGNON, François, 2002, “The growth elasticity of poverty reduction : explaining heterogeneity across countries and time periods” Delta Working Paper no. 2002-03
- CHEN, Shaohua e WANG, Yan, 2001, “China's Growth and Poverty Reduction: Recent Trends between 1990 and 1999” The World Bank Working Paper
- COSSIO, Fernando A. B., 2002, “Efeitos das despesas públicas dos estados sobre os indicadores socio-econômicos estaduais”, disponível no site: [www.nemesis.org.br](http://www.nemesis.org.br)
- DEININGER, K. and L. SQUIRE, 1998, “New Ways of Looking at Old Issues”, Journal of Development Economics, 57: 259-87.
- DOLLAR, David e KRAAY, Aart, 2000, “Growth is good for the poor.” Policy Research Working Paper, World Bank, Washington DC.
- KAKWANI, N., 1997, On Measuring Growth and Inequality Components of Changes in Poverty with Application to Thailand. Sydney, The University of New South Wales.
- LICHFIELD, Julie, 1999, “Inequality: Methods and Tools”, Text for World Bank’s Web Site on Inequality, Poverty, and Socio-economic Performance: <http://www.worldbank.org/poverty/inequal/index.htm>
- RAVALLION, M. E G. DATT, 1992, “Growth and redistribution components of changes in poverty measures: A decomposition with applications to Brazil and India in the 1980s.” Journal of Development Economics 38: 275-295.
- RAVALLION, Martin e DATT, Gaurav, 1999, “When Is Growth Pro-Poor? Evidence from the Diverse Experiences of India’s States.” Policy Research Working Paper no. 2263. World Bank, Development Research Group, Washington, D.C.
- RAVALLION, M. e CHEN, S., 1997, “What Can New Survey Data Tell Us about Recent Changes in Distribution and Poverty”, *World Bank Economic Review*, vol. 11, nº 2, pp.

## ANEXOS

TABELA 1A – MEDIDAS DE INCIDÊNCIA DE POBREZA DOS ESTADOS

U.F.	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999
RO	19,3	11,3	28	38,6	35,1	36	42,2	44,3	32,6	33,4	27,8	25,1	30,3
AC	33,3	21	43,9	48,4	42,5	47,6	40,5	45,3	32,8	37,9	31,8	32,1	42,9
AM	39,2	22,8	32,2	44,7	35,1	28,9	50,9	54	38,3	37,7	42,2	49,4	48,9
RR	22,8	1,7	18,4	22,2	6,8	18,5	34,2	26,9	13,4	17,7	25,8	30,8	26,7
PA	46,7	30	44,4	54,2	48,2	49,5	54	53,7	46,2	50,1	48,9	46,6	46,5
AP	32,1	9,3	24,7	31,8	33,9	27,1	47,7	51,2	35,4	29,1	43,7	43,9	42,1
MA	78,2	62,5	77,4	76,2	75,9	74,3	68,2	73,7	66,6	65,2	70,6	66,9	66,2
PI	78,2	69,3	79	84,6	82,9	81,3	73,6	69,7	64,3	64,2	67,5	62,5	65,3
CE	73,1	56,3	73	74,4	75	75,6	66,3	65,8	58,6	58,9	59,3	57,4	58,7
RN	70,7	55,4	66,6	66,7	67,9	67,9	64,1	63,1	52,1	51,2	51,9	51,6	51,4
PB	72,9	58,3	69,8	77,1	74,8	71,3	66,6	65	54,5	55,3	55,2	53,5	53
PE	64,5	48,9	64,1	69,5	66,7	66,8	65,2	65,6	56,7	57,5	58,3	54,8	58,3
AL	69,4	54,8	70,4	71,3	72,4	74,8	63,4	69,1	60,7	61,2	59,8	60,6	60,3
SE	64,8	45,5	64,5	69,5	66,7	66,3	59,2	60,4	55,6	53,8	56,1	52,2	54,7
BA	66,7	49,6	65	70,2	66,1	70,3	64,6	66,4	59,2	59,2	58,5	57,2	57,6
MG	41,2	22,7	37,9	42,8	37,1	40,5	35,5	36,4	27,5	26,8	26,4	26,4	26,7
ES	37,1	16,7	40,8	49,3	43,5	44,6	37,7	35,2	27,7	27,6	26,6	26	25,6
RJ	34,3	20,4	31,6	33,3	35,7	35,3	26,6	33,5	22,9	21,3	21,1	20,7	20,1
SP	22,2	9,3	16,9	20,1	19,6	19,9	23,1	24,1	14,8	14,7	15,4	15	17,6
PR	42,5	26,5	37,9	43,4	41,3	43,9	40,8	35,8	30,3	27,9	29,6	27,7	30,4
SC	34,6	18,3	31,8	37,5	33,8	34,8	26,7	23,8	20,9	19,2	20,2	18,9	20,4
RS	31,5	19,4	33,6	41,4	34,8	35,4	27,2	28,5	23,7	24,3	25,2	23,6	25
MS	30,5	13,4	26,9	40,9	37,2	36,4	33,7	32,7	25,7	27,7	24,7	21	26,1
MT	35,1	15,5	32,8	41,7	36,4	35,5	38,5	31,9	26,5	28	25,7	24,4	23,3
GO	39,3	18,4	35	41,6	36,1	36,3	33,6	34,7	29,8	27,4	25,1	24,5	27

TABELA 2A – RENDA MÉDIA DOS ESTADOS

U,F,	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999
RO	344	452	298	259	295	254	213	220	326	275	310	348	305
AC	288	335	257	247	237	201	246	226	320	348	308	328	309
AM	232	325	261	218	302	328	175	176	257	246	247	204	191
RR	326	488	357	353	455	491	262	347	356	372	267	283	301
PA	216	295	220	184	247	224	164	196	215	201	208	210	204
AP	228	377	241	252	218	264	160	274	262	270	236	223	213
MA	81	122	82	88	93	89	101	99	118	132	118	131	131
PI	84	119	91	74	87	86	96	110	127	125	130	137	133
CE	116	174	120	113	114	108	117	129	162	158	160	168	158
RN	120	172	148	140	130	133	145	134	193	196	192	202	192
PB	174	149	130	104	114	129	116	144	186	170	189	208	227
PE	141	194	155	140	157	148	137	145	178	183	176	191	182
AL	123	161	121	113	129	115	137	128	188	171	180	172	155
SE	135	194	148	133	149	137	159	164	169	196	189	207	198
BA	142	199	151	136	160	144	135	149	164	168	171	168	162
MG	197	307	214	202	232	212	203	212	272	262	280	263	260
ES	227	369	236	206	231	226	191	211	280	272	271	280	280
RJ	331	445	340	332	380	311	336	313	416	439	424	443	413
SP	343	512	388	371	418	376	327	344	447	459	462	461	426
PR	223	321	247	221	257	228	210	261	313	326	315	315	309
SC	228	341	261	229	282	274	289	284	352	343	357	356	329
RS	297	389	290	261	308	283	307	321	367	375	360	383	371
MS	227	355	259	238	239	233	226	226	267	282	281	277	266
MT	208	374	268	227	232	215	173	237	247	262	307	290	261
GO	203	355	228	205	270	244	225	240	237	268	257	282	259

TABELA 3A – ÍNDICE DE DESIGUALDADE DE RENDA DE GINI DOS ESTADOS

U.F.	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1992	1993	1995	1996	1997	1998	1999
RO	0,49	0,46	0,53	0,57	0,58	0,53	0,54	0,54	0,59	0,54	0,55	0,55	0,56
AC	0,55	0,51	0,58	0,61	0,55	0,56	0,56	0,55	0,58	0,63	0,57	0,57	0,62
AM	0,55	0,51	0,51	0,56	0,58	0,56	0,55	0,55	0,58	0,54	0,59	0,58	0,55
RR	0,51	0,45	0,48	0,59	0,48	0,54	0,53	0,53	0,43	0,45	0,44	0,51	0,51
PA	0,56	0,55	0,56	0,58	0,63	0,62	0,55	0,59	0,56	0,58	0,57	0,57	0,56
AP	0,48	0,46	0,47	0,49	0,43	0,46	0,46	0,66	0,53	0,52	0,57	0,58	0,54
MA	0,51	0,54	0,54	0,56	0,6	0,57	0,53	0,61	0,58	0,6	0,62	0,61	0,58
PI	0,62	0,6	0,66	0,65	0,66	0,67	0,62	0,62	0,59	0,59	0,62	0,6	0,61
CE	0,62	0,6	0,62	0,65	0,66	0,63	0,61	0,63	0,62	0,63	0,63	0,62	0,62
RN	0,61	0,56	0,63	0,63	0,6	0,62	0,61	0,58	0,6	0,61	0,6	0,6	0,6
PB	0,74	0,58	0,62	0,63	0,65	0,66	0,59	0,65	0,61	0,6	0,63	0,64	0,66
PE	0,57	0,56	0,6	0,62	0,63	0,61	0,59	0,62	0,58	0,61	0,59	0,6	0,61
AL	0,55	0,56	0,58	0,58	0,62	0,58	0,58	0,63	0,65	0,63	0,62	0,63	0,59
SE	0,55	0,55	0,59	0,63	0,63	0,58	0,6	0,61	0,59	0,61	0,62	0,62	0,63
BA	0,6	0,58	0,61	0,63	0,65	0,65	0,6	0,64	0,61	0,63	0,61	0,6	0,59
MG	0,59	0,58	0,59	0,61	0,62	0,61	0,57	0,59	0,59	0,57	0,58	0,57	0,57
ES	0,6	0,61	0,63	0,66	0,65	0,65	0,56	0,59	0,6	0,58	0,57	0,59	0,58
RJ	0,59	0,58	0,58	0,59	0,66	0,59	0,55	0,59	0,58	0,58	0,58	0,58	0,56
SP	0,53	0,52	0,52	0,53	0,56	0,54	0,52	0,54	0,54	0,53	0,54	0,54	0,54
PR	0,57	0,57	0,58	0,58	0,6	0,59	0,55	0,58	0,58	0,58	0,57	0,57	0,58
SC	0,53	0,52	0,55	0,56	0,57	0,57	0,54	0,51	0,54	0,52	0,53	0,53	0,52
RS	0,56	0,55	0,57	0,59	0,6	0,58	0,54	0,56	0,57	0,56	0,55	0,56	0,57
MS	0,54	0,55	0,55	0,63	0,6	0,58	0,59	0,56	0,55	0,59	0,57	0,54	0,56
MT	0,54	0,6	0,61	0,62	0,6	0,56	0,52	0,58	0,55	0,57	0,61	0,58	0,55
GO	0,58	0,57	0,58	0,61	0,64	0,61	0,59	0,59	0,56	0,58	0,55	0,58	0,63

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARROS, Ricardo Paes, HENRIQUES, Ricaro e MENDONÇA, Rosane, “A Estabilidade Inaceitável: Desigualdade e Pobreza no Brasil”, IPEA: Texto para discussão nº 800, Rio de Janeiro, 2001.
- DEININGER, K. and L. SQUIRE, 1998, “New Ways of Looking at Old Issues”, *Journal of Development Economics*, 57: 259-87.
- DOLLAR, David e KRAAY, Aart, 2000, “Growth is good for the poor.” Policy Research Working Paper, World Bank, Washington DC.
- ROSSI, J. L., FERREIRA, P. C. Evolução da produtividade industrial brasileira e abertura comercial. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 29, n.1, p. 1-37, 1999.
- KUZNETS, S., 1955, “Economic Growth and Income Inequality”, *American Economic Review*, 45(1): 1-28.
- LIPTON, M., e M. RAVALLION, 1995, “Poverty and Policy”, in J. Berhman and T.N. Srinivasan, eds., *Handbook of Development Economics*, vol. III, , Elsevier Science
- MARINHO E BENEGAS (2002), Avaliação Inter/Intra-regional de absorção e difusão tecnológica no Brasil: Uma abordagem não-paramétrica. Texto para discussão, CAEN-UFC.
- MARINHO, ATALIBA E LIMA (2002), Produtividade, Variação Tecnológica e Variação da eficiência das Regiões e Estados Brasileiros, *Estudos Econômicos*, vol. 2, ano 32.
- RAVALLION, Martin e CHEN, Shaohua, 2001, “Measuring Pro-Poor Growth.” Worldbank Working Papers
- SMITH, A. (1776). *A Riqueza das Nações*. São Paulo. Col. Os Economistas. Abril Cultural. 1983